

BURUNDI



ASSISTANCE TECHNIQUE AU MINISTERE DE LA PLANIFICATION, DU DEVELOPPEMENT ET DE LA RECONSTRUCTION NATIONALE EN MODELISATION MACROECONOMIQUE AU BURUNDI



RAPPORT FINAL

VOLUME 1 : RENFORCEMENT DES CAPACITES SUR LES REGRESSIONS, TESTS, SIMULATIONS ET PROJECTIONS DU MODELE INPLABURA SOUS LE LOGICIEL EVIEWS, Y COMPRIS LE CADRE INSTITUTIONNEL

MANUEL D'UTILISATEUR

Edouard Nsimba
Macroéconomiste / Modélisateur
Février 2008
E 1113



92-98, boulevard Victor Hugo - 92115 Clichy Cedex - France
Tel: +33 1 41 27 95 95 - Fax: +33 1 47 37 96 20
E-mail: ecofi@sofreco.com - website: www.sofreco.com

TABLE DES MATIERES

ABREVIATIONS

BM :	Banque Mondiale
BRB :	Banque de la République du Burundi
CI :	Couverture d'Importation
CSPL :	Cadre Stratégique de Lutte Contre le Pauvreté
EGC :	Modèle d'Equilibre Général Calculable
FMI :	Fond Monétaire International
INPLABU :	Système d'information et de planification du Burundi
INPLABURA :	INPLABU rénové et aménagé
ISTEEBU :	Institut de la Statistique
MINIFIN :	Ex-Ministère des Finances
MFECD :	Ministère des Finances, de l'Economie et de la Coopération au Développement
MPDRN :	Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale
OMD :	Objectifs du Millénaire pour le Développement
PIB :	Produit Intérieur Brut
PIP :	Programme d'Investissements Publics
RNB :	Revenu National Brut
RNDB :	Revenu National Disponible Brut
PAGE :	Projet d'Appui a la Gestion Economique
SOFRECO :	Société Française de Réalisation, d'Etudes et de Conseil
SP/REFES :	Secrétariat Permanent de Suivi des Reformes Economiques et Sociales
TEE :	Tableau Economique d'Ensemble
TES :	Tableaux d'Entrée-Sortie
VEC :	Modèle Vectoriel à Correction d'Erreurs

1 CONTEXTE

Un contrat a été signé entre le Projet d'Appui à la gestion Economique (PAGE) du Burundi et la Société Française de Réalisation, d'Etudes et de Conseil (SOFRECO) pour la mise à disposition d'une Assistance Technique de 6,3 hommes/mois auprès du Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale (MPDRN) intitulée « Assistance Technique au Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale en Modélisation Macroéconomique au Burundi ». L'Assistance Technique a été organisée en trois phases :

- Pendant la première phase en février 2007, l'état des lieux du modèle existant a été effectué et le rapport diagnostic intitulé « Assistance Technique au Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale en Modélisation Macroéconomique au Burundi » a été soumis au PAGE et au MPDRN et approuvé ;
- Pendant la deuxième phase de la mission (avril 2007 à juin 2007) une analyse approfondie du modèle a été effectuée ainsi qu'un renforcement des capacités des cadres de service de planification macroéconomique et d'autres institutions et organisations sur la conception (spécification) du modèle INPLABURA. Deux rapports ont été soumis au PAGE en juillet 2007:

  - « Rapport sur la formation des cadres à l'utilisation du modèle proposé : Modèle d'information et de planification du Burundi rénové et aménagé (INPLABURA) » ;

  - « Rapport sur le modèle de planification macroéconomique du Burundi rénové et aménagé (INPLABURA) : Spécification et Concepts » ;
- La troisième et dernière phase du projet a eu lieu du 16 septembre 2007 au 16 décembre 2007. Le rapport final restitue les nombreux ateliers de formation auxquels 21 cadres de l'équipe de contre-partie ont été formés et les activités et produits du projet. Ce rapport est surtout un Manuel d'Utilisateur détaillé du modèle INPLABURA au Burundi. Le rapport final du projet a été soumis au PAGE en mars 2008 :

  - « Rapport final, volume 1 : Rapport sur le renforcement des capacités sur les regressions, tests, simulations et projections du modèle inplabura sous le logiciel Eviews, y compris le cadre institutionnel – Manuel d'Utilisateur » ;

  - « Rapport final, volume 2 : Stratégie pour la production régulière de l' « Economie Burundaise » et des notes de conjoncture ».

1.1 Le renforcement des capacités

L'objectif principal de la troisième phase était de doter les 21 cadres des outils nécessaires pour le traitement informatique du modèle INPLABURA. Le présent rapport restitue les Sessions de formation et a un triple objectif :

- Servir de référence de base aux utilisateurs effectifs, c'est a dire, ceux qui ont participé aux ateliers de formation d'Eviews ;
- Servir de référence pour tous les utilisateurs potentiels qui n'ont pas pu suivre la formation EViews, par manque de temps ou pour des problèmes de duplication d'horaire ;
- Pérenniser la mémoire institutionnelle pour éviter les erreurs du passé.

Dès son arrivée à Bujumbura lors de cette dernière mission, l'expert SOFRECO a préparé un rapport qui incluait l'analyse des besoins en matière de formation ainsi qu'un plan global de renforcement des capacités des cadres pour la troisième phase du projet. Ce rapport : « Programme de formation et calendrier d'exécution » a été validé le 25 septembre 2007 au cours d'une réunion, à laquelle ont participé les cadres de l'équipe contre-partie locale (voir en annexe le compte rendu de la réunion de l'équipe de mise en place du modèle INPLABURA). A cette occasion, un comité de supervision a été établi. Ce comité était composé de Messieurs : Emile SINZUMUSI, Directeur Général de la Planification et de la Prospective, Faustin HABIMANA, Directeur de la Planification Centrale, Tharcisse YAMUREMYE, Expert Macro économiste au PAGE et Edouard NSIMBA, Expert en Modélisation de SOFRECO.

1.2 Méthodologie et déroulement des activités de formation

La formation des cadres s'est faite autour des trois modèles : modèle à une équation, modèle à six équations et modèle INPLABURA. Outre un rappel des notions de comptabilité nationale, de concepts macroéconomiques, des théories de relations économiques internationales et des notions des statistiques et des mathématiques, les 21 sessions de formation se sont focalisées sur le traitement informatique de ces modèles et leur résolution.

Pour le modèle à six équations, la formation s'est articulée autour des tâches suivantes :

- Saisie des données statistiques sur Excel (feuilles d'entrées)
- Etape d'estimation :
  - Importation des données par EViews (depuis Excel)
  - Estimation des fonctions de comportement
  - Application des différents tests, interprétation et analyse

- Ecriture de résolution globale du modèle :
  - Insertion des équations comptables
  - Choix du type de simulation
  - Choix de l'algorithme de résolution
  - Test de convergence ou validation du modèle
- Critères d'évaluation du modèle
- Méthode de projection
  - Choix de projection : statique ou dynamique
  - Choix de la période de projection ou prévisions
  - Traitement des variables exogènes
- Elaboration des scénarios
  - Scénario central ou solution de base (« base line solution »)
  - Scénario alternatif I
  - Scénario alternatif II
  - Scénario alternatif III
  - Scénario alternatif IV
- Contrôle des résultats et en assurer la cohérence (introduction des variables de contrôle)
- Exportation des résultats de simulation et projections d'EViews vers Excel (feuilles de sortie)
- Construction des tableaux sous Excel
- Analyse des politiques d'impacts
- Mise à jour du modèle.

Les séances de formation pour le modèle INPLABURA ont été conçues autour des 9 modules qui constituent le modèle :

- MODULE I : Ressources ou production des biens et services
- MODULE II : Emplois des ressources ou demande finale des biens et services
- MODULE III : Prix relatifs, déflateurs implicites et indice des différents prix
- MODULE IV : Marche du travail, emploi, chômage
- MODULE V: Finances publiques
- MODULE VI: Situation monétaire
- MODULE VII : Balance des paiements
- MODULE VIII : Gestion de la dette extérieure
- MODULE IX : Secteur social : pauvreté, éducation et santé

Les différentes tâches ont été accomplies :

- Construction de la base ou banque des données statistiques
- Saisie des données sur Excel (feuilles d'entrées)

- Etape d'estimation :
  - Importation de la base des données par EViews (depuis Excel)
  - Estimation des fonctions de comportement
- Ecriture de résolution globale du modèle :
  - Insertion des équations comptables
  - Choix du type de simulation
  - Choix de l'algorithme de résolution
- Test de convergence ou validation du modèle

Le programme de formation et le renforcement des capacités a débuté le 25 octobre pour s'achever le 23 novembre 207. Il y a eu au total 21 sessions ; une session par jour ouvrable, à hauteur de 2h00. Tous les ateliers de formation ont eu lieu à KU KAYANGE, KININDO. La formation était orientée vers la pratique, avec l'utilisation intense des ordinateurs avec la collaboration de PAGE qui a fourni l'équipement électronique et quelques ordinateurs équipés de logiciel EViews.

Trois supports didactiques ont été mis à disposition pour les sessions de formation, à savoir:

- Introduction au Logiciel EViews, Econométrie appliquée et gestion de modèles par KEHO Yaya, enseignant à l'ENSEA d'Abidjan, Côte D'Ivoire ;
- Rapport sur la formation des cadres à l'utilisation du modèle proposé : modèle d'Information et de Planification du Burundi Rénové et Aménagé (INPLABURA), Juillet 2007;
- Programme de formation et calendrier d'exécution.

Le rapport contient des photos numériques. Ces photos sont accompagnées par des paragraphes qui expliquent les commandes d'exécution, interprétations et analyses des résultats, qui peuvent aider l'utilisateur effectif ou potentiel.

KEHO Yaya s'est occupé de la formation des cadres sur EViews. L'expert de SOFRECO s'est concentré sur l'interprétation et les analyses des résultats au niveau macroéconomique.

Au début de chaque session de formation, l'expert de SOFRECO désignait un participant ou une participante pour rédiger le procès-verbal de la session. Le lendemain, le participant présentait son travail et répondait aux questions. Les procès-verbaux préparés par les participants sont attaches en annexe de ce rapport.

Il est conseillé aux utilisateurs effectifs (les 21 cadres qui ont suivi la formation) et aux utilisateurs potentiels, de lire le chapitre d'introduction de ce rapport (Bref rappel des concepts de modélisation, estimation, tests et simulation). Ce chapitre traite les sujets qui n'ont pas été suffisamment élaborés et d'autres qui n'ont pas été abordés pendant les sessions de formation.

Par exemple, un survol théorique sur les différents modèles et des tests statistiques qui peuvent être d'une grande utilité : les tests Breush-Pagan, Goldfeld-Quandt, Harvey, Glesjer, Ramsey, ARCH, Wald, Box-Pierce et le test du rapport de vraisemblance généralisé (RVG).

Lorsqu'on estime des fonctions de comportement sous EViews, pour chaque équation, EViews fourni un tableau de 12 statistiques : « R-squared », « Adjusted R-squared », « S.E. of regression », « Sum of squared resid », « Log likelihood », « Durbin-Watson stat », « Mean dependent var », « S.D. dependent var », « Akaike info criterion », « Schwarz criterion », F-statistic » et « Prob (F-statistic) ».

Afin de juger la qualité et la performance de chaque fonction de comportement, il est nécessaire d'interpréter et d'analyser ces 12 statistiques (voir section : « Analyse des 12 statistiques du tableau des résultats »).

1.3 Evaluation

Les 21 cadres qui ont participés aux ateliers de formation étaient repartis en cinq groupes. Chaque groupe a travaillé d'une manière indépendante. Chaque groupe s'est occupé sans beaucoup des difficultés des trois modèles. Le groupe I a procédé par programme et les quatre autres équipes ont utilisé l'approche par menu.

Les cinq groupes ont avancé des estimations et effectué tous les tests (tests diagnostic sur les résidus, de restriction sur les coefficients et tests de stabilité) du modèle linéaire simple.

Ensuite, avec les bases –ainsi acquises- ils se sont attaqués au modèle à six équations. Ils ont effectué toutes les tâches : saisie des données sous le logiciel Excel, importation des données par EViews, estimations, tests, simulation, élaboration des scénarios, projections, exportation des résultats vers Excel, analyse des politiques d'impact et mise à jour du modèle. Les cinq équipes ont réussi la convergence du modèle à six équations.

Les cinq groupes ont également travaillé sur le modèle INPLABURA. Ils ont accompli la plupart des tâches.

Malgré la taille du modèle INPLABURA, les cinq équipes –les unes après les autres et d'une manière indépendante ont réussi la convergence du modèle INPLABURA. **Ceci veut dire que la solution mathématique du modèle existe, sa cohérence interne est confirmée et sa validité globale est vérifiée.**

1.4 Conclusions et recomandations

L'équipe actuelle de modélisation, devrait être maintenue et soutenue (voir section Cadre Institutionnel). Une fois que le parachèvement du modèle INPLABURA est fait, l'équipe pourra gérer le modèle sans grande difficulté.

Il est recommandé, d'accomplir les tâches qui restent encore à faire, pour rendre le modèle INPLABURA opérationnel. Comme le modèle INPLABURA a déjà convergé, les ateliers de formation à l'avenir devraient se concentrer sur les activités suivantes :

- Application des différents tests (test diagnostic sur les résidus, test de restriction sur les coefficients et test de stabilité), interprétation et analyse
- Critères d'évaluation du modèle
- Méthode de projection
- Choix de projection : statique ou dynamique
- Choix de la période de projection ou prévisions
- Traitement des variables exogènes
- Elaboration des scénarios :
  - Scénario central ou solution de base (base line solution)
  - Scénario alternatif I
  - Scénario alternatif II
- Contrôle des résultats et assurer la cohérence des prévisions (introduction des variables de contrôle)
- Exportation des résultats de simulation et projections d'EViews vers Excel
- Construction des tableaux sous Excel (feuilles de sortie)
- Analyse des politiques d'impacts
- Inclusion ou élimination d'une ou plusieurs équations dans le programme de résolution
- Mise à jour du modèle.

2 BREF RAPPEL DES CONCEPTS DE MODELISATION, ESTIMATION, TESTS ET SIMULATION

Nous allons aborder, divers concepts relatifs à la modélisation, estimation et simulation. En ce qui concerne la section consacrée à l'estimation, vous retrouverez des tests que vous avez appliqués lors des ateliers de formation. Cependant, il y a aussi des tests que vous n'avez pas utilisés: le test de Breusch-Pagan, Goldfred-Quandt, Harvey, Glesjer, Ramsey, ARCH, Box-Pierce et le test du rapport de vraisemblance généralisé (RVG).

2.1 Concepts de modélisation

Cette section a pour but de faire un bref rappel des concepts courants, souvent utilisés dans la littérature empirique de modélisation. On y trouve des concepts comme modèle linéaire (la variation de la variable dépendante est proportionnelle à la variation de la variable explicative), modèle log-linéaire (le taux de variation de la variable dépendante est proportionnel au taux de variation de la variable explicative), modèle exponentiel (le taux de variation de la variable dépendante est proportionnel à la variation de la variable explicative), modèle logarithmique (la variation de la variable dépendante est proportionnelle au taux de variation de la variable explicative), modèle non-linéaire, modèle à une équation, modèle à équations multiples, modèle à équations simultanées, modèle à équations récursifs, modèle auto régressif (AR), modèle moyenne mobile (MA), modèle ARMA (mobile auto régressif), modèle ARIMA (moyenne mobile auto régressif intégré), modèle uni varié (c'est-à-dire, décrivant les variables une par une, indépendamment de leur interaction), modèle multivarié (prise en compte de problèmes de simultanéité et de l'interdépendance des variables), modèle vectoriel auto régressif (VAR), modèle vectoriel à correction d'erreurs (VEC), modèle ARCH (hétéroscédasticité conditionnelle auto régressif), modèle à retards infinis, modèle à décalage géométriques, modèle quadratique, modèle canonique, modèle d'équilibre général calculable (EGC), tableaux d'entrée-sortie (TES), modèle statique, modèle dynamique, modèle dynamique linéaire bayésien, les modèles de données de panel (modèle à effets fixes individuels, modèle à effets aléatoires individuels). Il faut ajouter les modèles à variables qualitatives binaires et les modèles à variables dépendantes limitées, notamment les modèles PROBIT, LOGIT et TOBIT.

On trouve aussi des concepts tels que la simulation statique, la simulation dynamique, la simulation déterministe et la simulation stochastique. Pour chaque type de modèle correspondent des tests statistiques appropriés, des méthodes d'estimation et des choix de simulations avec des algorithmes outillés à résoudre mathématiquement les modèles.

- Equation 1: $C_t = \alpha + \beta Y_t$
- Equation 2: $C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t} + \alpha_2 \text{Pri } X_{t} + \alpha_3 C_{t-1}$

L'équation (1) est un modèle linéaire simple et l'équation (2) est un modèle linéaire auto régressif. Dans tout travail de modélisation, la première étape est la spécification du modèle. Le modèle (1) s'inspire de la théorie de la demande qui établit une relation linéaire entre la variable expliquée ou dépendante C et la variable explicative ou indépendante Y.

La deuxième étape est la collecte des données statistiques. Les données statistiques en modélisation peuvent être regroupées en trois catégories : séries temporelles ou longitudinales (annuelles, trimestrielles, mensuelles), données en coupe instantanée ou transversales et données à double indice ou de panel. Pour le modèle (1), on peut collecter des données statistiques sur la consommation (C) et sur le revenu (Y).

La troisième étape est l'estimation. Les paramètres α et β n'ont pas de données observables. Puisque les données statistiques de ces deux paramètres n'existent pas, nous devons donc estimer leurs valeurs. Pour ce faire nous devons nous assurer de la méthode d'estimation.

Une fois que la fonction de comportement du modèle est estimée, il faut procéder à des tests pour vérifier si les hypothèses qui sous-tendent la régression sont respectées (voir section : Tests paramétriques des modèles).

Il y a des modèles non-linéaires qui sont « linéarisables » et d'autres pas. Par exemple, INPLABURA est un modèle non-linéaire à cause de la présence de la fonction de production Cobb-Douglas (les fonctions de production du module I).

Equation 3 : $Q_t = AK^{\alpha} L^{\beta}$

Toutefois, les propriétés mathématiques de Cobb-Douglas ont permis à ce que le modèle INPLABURA soit transformé dans un modèle linéaire grâce notamment à l'utilisation des logarithmes (pour des informations plus détaillées sur la fonction Cobb-Douglas, voir Rapport sur la formation des cadres à l'utilisation du modèle proposé : modèle d'Information et de Planification du Burundi Rénové et Aménagé (INPLABURA), Juillet 2007, E1113, SOFRECO, pages 24-25).

Une fois INPLABURA «linéairisé », on peut estimer les fonctions de comportement par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et appliquer les différents tests liés aux modèles linéaires (voir section : Traitement informatique du modèle INPLABURA).

Et si INPLABURA avait la fonction de production à Elasticité de Substitution Constante (ESC) ?

- Equation 4 : $Q = \beta_1 (\beta 2\, K^{\beta 3} + (1-\beta_2)^{\beta 4}$

Même en recourant aux transformations logarithmiques, il serait impossible de « linéairiser » la fonction de production ESC (équation 4). Tout modèle qui a comme fonction de production ESC n'est pas « linéairisable ».

Dans ce cas, les MCO et les tests statistiques utilisés deviennent inappropriés et il faut recourir à des méthodes d'estimation et tests non-linéaires.

Un modèle peut être statique ou dynamique. L'élément temps aide à distinguer le modèle statique et dynamique. Dans un modèle statique, les variables explicatives sont « figées » dans le temps : Yt=f(Xt), la variable dépendante Y au temps t est expliquée par la variable indépendante X au temps t.
Un modèle statique suppose une économie au comportement figé et répétitif, ou évoluant d'une manière linéaire facilement prévisible.

Par contraste, quand on a une ou plusieurs variables explicatives retardées dans une équation, on déduit qu'on est en présence d'un modèle dynamique. Par exemple: Yt=f(Xt-1) ; Y au temps t dépend de la valeur précédente de la variable explicative X. Un modèle dynamique est capable de capturer l'évolution socio-économique dans le temps. Il est ouvert a tous les scénarios d'évolution, y compris les scénarios de rupture.

L'élément temps aide aussi à repérer un modèle auto-régressif (AR). Mais ici, c'est la variable dépendante ou expliquée qui figure aussi à la droite de l'équation avec des valeurs (données statistiques) retardées d'une ou plusieurs périodes. Par exemple : Yt=f(Xt,Yt-1).

Il y a cinq sortes des modèles dynamiques : 1) le modèle structurel à variables explicatives retardées, 2) le modèle auto-régressif (AR), 3) le modèle des moyennes mobiles (MA, particularité : les résidus des périodes précédentes sont inclus dans le modèle), 4) le modèle ARMA, et 5) le modèle ARIMA. Il y a aussi le modèle VAR (vectoriel auto-régressif) qui est en fait un modèle AR mais généralisé au cas multivarié. Le modèle ARMA (modèle de moyenne mobile auto régressif) est la synthèse des modèles AR et MA. Le modèle ARIMA (moyenne mobile auto-régressif intégré) est une extension du modèle ARMA.

Les modèles MA, ARMA, ARIMA ont été élaborés dans les années 70s, suite à la déception occasionnée par les erreurs des prévisions des modèles structurels (modèle comportant des fonctions des comportements et équations comptables, reposant sur une ou plusieurs théories économiques, capable d'expliquer les relations entre les variables dépendantes et indépendantes et de faire des simulations et prévisions/projections). Les modèles structurels d'inspiration Keynésienne n'on pas prévu le premier choc pétrolier en 1973.

La forte augmentation des prix du pétrole (en provenance de l'offre) cassa le triptyque sur lequel reposaient les économies occidentales : forte croissance, stabilité des prix et équilibre interne (budget) et externe (balance des paiements).

Les modèles structurels, dont la quasi-majorité sont des modèles de demande, n'on pas pu annoncer le choc pétrolier (un choc de l'offre globale) qui a ébranlé les économies occidentales et a précipité les pays industrialisés dans la stagflation économique, avec comme conséquence la montée du chômage et l'inflation (pour plus des détails, voir le Rapport sur la formation des cadres à l'utilisation du modèle proposé : modèle d'Information et de Planification du Burundi Rénové et Aménagé (INPLABURA), Juillet 2007, E1113, SOFRECO, pages 107-109).

En 1970 Box et Jenkins publièrent un ouvrage contenant la construction du modèle ARMA, qui a été une révolution en soi. Il ne s'agit plus de construire un modèle reposant sur une spécification qui rationalise et explique les relations de causalité entre les variables expliquées et explicatives. L'approche de Box et Jenkins est simple : on fait des prévisions non pas avec un modèle structurel (on établit une relation de causalité entre la variable dépendante et variables indépendantes, puis on fait des projections à partir des tendances passées) mais plutôt on projette la variable dépendante en se basant sur sa série temporelle (la série temporelle désigne à la fois les séries réelles chronologiques et l'étude de l'évolution d'une ou des variables aléatoires indicées par le temps et qui sert à modéliser ces premières) et en utilisant les propriétés statistiques de la dite série (moyenne, variance, covariance, etc).

Par exemple, pour faire des prévisions sur la consommation, ARMA ne s'appuie pas sur une théorie économique. ARMA utilise les propriétés statistiques de la série temporelle de la variable consommation et introduit comme variable indépendante la consommation retardée d'une ou plusieurs périodes (ce qui confère le caractère auto régressif et dynamique au modèle) et des chocs aléatoires –en général- de moyenne nulle, de variance constante et non auto-corrélés. Quand la variable qui capte ces chocs aléatoires est retardée, on est en face d'un modèle de moyenne mobile.

Il y a une différence entre le modèle ARMA et ARIMA. Le modèle ARMA peut utiliser seulement des séries stationnaires (des moments du premier ordre qui sont invariants au cours du temps). Alors que le modèle ARIMA est apte d'utiliser les séries non stationnaires après avoir déterminé le niveau d'intégration (le nombre de fois qu'il faut différencier la série avant de la rendre stationnaire).

Les modèles ARMA et ARIMA ont été très populaires à cause de la qualité de leurs prévisions. Toutefois, ces modèles souffrent de deux limitations : ils sont capables de ne traiter qu'une seule variable et sont inaptes pour l'analyse des politiques d'impact.

Contrairement aux modèles structurels, les modèles ARMA et ARIMA ne sont pas capables de répondre à une question du genre : quel est l'incidence de l'augmentation du prix du pétrole (IP_PETRO) sur la croissance économique du Burundi (PIB_M) ? Ou sur la balance des paiements (BALRES) ? Ou encore sur la consommation privée, c'est-à-dire sur les ménages burundais (CP_CS) ?

Pour palier à un tel manquement, Sims a proposé en 1980 le modèle VAR qui permet de traiter plusieurs variables à la fois. Cependant le modèle VAR est différent des modèles structurels. D'abord, le modèle VAR ne comporte que des variables endogènes (il n'y a pas des variables exogènes). Ensuite, le modèle VAR (tout comme les modèles ARMA et ARIMA) ne repose sur aucune théorie économique. En outre, les modèles ARIMA et VAR ne peuvent capturer que des phénomènes linéaires. Or certains agrégats macroéconomiques sont liés par des relations non-linéaires.

Toutefois, l'inhabilité du modèle VAR de capturer et d'expliquer la dynamique économique a suscité beaucoup du scepticisme de la part du monde académique, des institutions de modélisation nationales et internationales ainsi que des économètres praticiens, qui ont souligné le manque d'utilité pratique de ces modèles.

Pour rendre le modèle VAR plus acceptable et utile, Blanchard et Watson (1986) et Bernanke et Sims (1986) ont construit une nouvelle génération de modèles : le modèle vectoriel auto régressif structurel (VARS). Le modèle VARS est la combinaison des modèles structurels et VAR. La grande innovation de VARS est l'introduction de la fonction de réponse aux chocs (FRC) et de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision (DVEP).
La FRC et la DVEP grâce à leurs mécanismes de transmission des chocs asymétriques et symétriques ont réhabilité et ont contribué fortement à la consécration des modèles VAR structurels qui sont de nos jours utilisés pour l'analyse des chocs extérieurs et intérieurs (simulation et analyse des politiques d'impact) sur les économies nationales. Diverses institutions (universités, banques centrales, ministère des finances et de l'économie, ministère du plan, organisations internationales, bureaux d'études et de recherche, etc.) utilisent ces modèles, pour quantifier et analyser les incidences des chocs extérieurs et intérieurs sur l'économie d'un pays (variation du taux de change, détérioration des termes de l'échange, augmentation du prix de pétrole, hausse non-anticipée du taux d'intérêts domestique, sécheresse, baisse drastique des mouvements des capitaux, etc).

La contribution de Robert F. Engle (prix Nobel d'économie en 2003, à cause de sa grande contribution à la fiabilité des prévisions économiques) a été déterminante car il a développé le modèle ARCH (hétéroscédasticité conditionnelle auto régressif) en 1982, dans lequel il a tenu compte des phénomènes linéaires et non-linéaires des processus stochastiques temporels.

Le modèle ARCH a apporté deux innovations majeures : la prise en compte des phénomènes de forte volatilité qui entache quelques séries temporelles (par exemple les séries financières) et l'incorporation des variances conditionnelles dépendant du temps, qui aide à capturer la volatilité (variabilité instantanée mesurée par la variance conditionnelle) des séries.

Le principe est de remettre en cause l'hypothèse d'homoscédasticité qu'on trouve dans le modèle linéaire (la variance des résidus ou termes d'erreur est constante).

La contribution d'Engle dépasse de loin, le débat sur la représentation linéaire ou non-linéaire des processus stochastiques temporels. Comme l'indiquent Berra et Higins (1993) le modèle ARCH et ses extensions correspond à une (i) représentation spécifique de la non-linéarité ; (ii) qui permet une modélisation simple de l'incertitude.

Le message est simple : au lieu de faire des projections à partir de variables exogènes comme dans les modèles structurels, il est possible de faire de projections en tenant compte de la volatilité (source de l'incertitude) à partir des séries temporelles qui résultent des relations non-linéaires des agrégats économiques. Comme l'indique Engle : « l'amélioration des prévisions issues de modèles de séries temporelles provient clairement de l'exploitation de l'information contenue dans l'espérance conditionnelle du processus ».

Rappelons que quelques économètres/modélisateurs se sont penchés sur les processus non-linéaires en utilisant la moyenne (pas la variance), pour construire des modèles ARMA non-linéaires, susceptibles d'appréhender les mécanismes d'asymétrie et de seuil. Les plus connus de ces modèles sont : le modèle bilinéaire (ce modèle a une particularité singulière : il est à la fois linéaire en Yt et εt (terme-d'erreur ou résidu) et non-linéaire quand Yt et εt sont pris ensembles), modèle exponentiel auto régressif (EXPAR, une extension de VAR qui prend en compte la volatilité de la série temporelle) et les modèles auto régressifs à seuils (TAR, SETAR, STAR, ESTAR, LSTAR, MSTAR, MA asymétriques), modèle MA non-linéaire.

Les modèles auto régressifs à seuil constituent l'une des spécifications possibles de la grande famille des modèles non-linéaires, appelés modèles à régime (Hurlin 2004). L'idée consiste à postuler l'existence de plusieurs dynamiques pour une même série (plusieurs régimes) et à spécifier un mécanisme de transition d'un régime à l'autre (mécanisme de transition stochastique et exogène du type chaîne de Markov ou mécanisme de transition endogène avec la fonction de transition dépendant de la variable expliquée et d'un seuil). L'approche du modèle ARCH et de ses extensions s'appuie sur les processus non-linéaires qui utilisent la variance (pas la moyenne). La représentation de la variance conditionnellement à son information passée, permet de tenir compte des phénomènes de volatilité (Hurlin 2004).

Il y a deux classes des modèles ARCH : linéaire et non-linéaire. Le modèle ARCH linéaire repose sur une spécification quadratique de la variance conditionnelle des perturbations : ARCH, GARCH (modèle d'hétéroscédasticité conditionnelle auto régressif généralisé), IGARCH. Le modèle ARCH non-linéaire est caractérisé par une spécification asymétrique des perturbations. Ce sont des modèles EGARCH, TARCH, TGARCH.

2.2 Estimation, tests et simulation

Il y a plusieurs méthodes d'estimation. Les plus connues et utilisées sont : les moindres carrés ordinaires (MCO), les moindres carrés pondérés (MCP), les moindres carrés contraints (MCC), les doubles moindres carrés (DMC), les triples moindres carrés (TMC), les triples moindres carrés itérés (TMCI), les moindres carrés généralisés (MCG), les moindres carrés quasi généralisés (MCQG), les moindres carrés généralisés réalisables (MCGR), les moindres carrés multivariés (MCM), la méthode du maximum de vraisemblance (MV), la méthode du maximum de vraisemblance à information limitée (MVIL), la méthode Johansen, la méthode d'estimation des variables instrumentalisées (MEVI) et la méthode de Monte Carlo (MMC).

Quelque soit le modèle qu'on construit et quelque soit le pays ou on se trouve (pays développés, pays en développement, pays émergents), le modélisateur est confronté à deux risques majeurs :
l'erreur de mesure liée à la mauvaise qualité et à l'insuffisance des données statistiques l'erreur de spécification du modèle.

L'erreur de mesure –quand elle est grande- remet en cause la crédibilité du modèle et la fiabilité de ses projections et de ses analyses. La raison est simple : les estimateurs des paramètres ou coefficients des fonctions de comportement –obtenus par la régression- sont fallacieux, parce qu'ils ne remplissent pas les conditions requises.

L'erreur de mesure existe dans tous les pays mais elle est plus élevée dans les pays en développement. La disponibilité des données statistiques est un réel défi pour l'économètre/modélisateur. Souvent les séries sont courtes et inconsistantes.

Ceci impose beaucoup des contraintes pour la construction des modèles économétriques (fonctions de comportement et équations comptables). D'abord, le modélisateur doit limiter la longueur des lags des variables dans le modèle (souvent il faut limiter la durée des lags à 2 ans pour le modèle annuel). Ceci s'avère nécessaire pour préserver le degré de liberté. La structure des lags aide à analyser et à évaluer la dynamique des coefficients ou paramètres estimés du modèle. Ensuite, la taille de l'échantillon (nombre d'observations ou de données statistiques d'une population) –souvent petite- empêche l'utilisation de méthodes d'estimation sophistiquées, qui imposent des degrés de liberté beaucoup plus grands.

On a trois sortes de degré de liberté : (i) le degré de liberté de la variance totale est égal au nombre d'observations moins 1 ; (ii) celui du modèle correspond au nombre de variables explicatives moins 1 en incluant la constante et (iii) le degré de liberté des résidus se calcule par la différence des deux (variance et modèle).

L'erreur de spécification peut conduire au problème d'auto corrélation, qui réduit la fiabilité des estimateurs. L'erreur de spécification est perceptible quand le modèle ne reflète pas correctement (i) la relation entre la variable dépendante (à expliquer) et la ou les variables explicatives ; (ii) la transformation ou changement structurel de l'économie (s'il n'est pas pris en compte, rend les coefficients estimés instables et amplifie souvent l'erreur de mesure) ; (iii) la Comptabilité Nationale et d'autres comptes (balance des paiements, finances publiques, situation monétaire) du pays concerné ; (iv) la forme mathématique du modèle (linéaire, non-linéaire, etc). Deux autres facteurs conduisent à l'erreur de spécification du modèle : l'omission d'une ou plusieurs variables explicatives qui devraient être incluses dans le modèle et les données statistiques qui ont alimenté le modèle contiennent des erreurs de mesure.

Les deux problèmes (erreur de mesure et erreur de spécification) peuvent être résolus si le ou les modélisateurs travaillent étroitement avec les fournisseurs des données statistiques. Des techniques comme le filtre de Kalman peuvent être aussi d'une grande utilité pour le modélisateur afin d'éliminer les effets négatifs de ces deux types d'erreur. Il y a aussi une panoplie des tests, que le modélisateur peut utiliser pour améliorer la spécification du modèle.

Il faut noter que les deux erreurs sont aussi présentes dans les modèles quasi-comptables (modèle constitué exclusivement d'équations comptables). Ici le problème se pose avec plus d'acuité. Le modèle quasi-comptable utilise les mêmes données statistiques qui peuvent être entachées de l'erreur de mesure. Toutefois, le modélisateur ne peut recourir à l'arsenal des tests disponibles, puisque les fonctions de comportement n'existent pas. Implicitement, il incorpore l'erreur de mesure dans son modèle.

Le modèle comptable repose aussi sur une spécification –qui peut comporter en soi, une erreur de spécification. La spécification doit exclusivement s'appuyer sur la Comptabilité Nationale du pays concerné. Ceci implique que le modélisateur travaille étroitement avec les institutions responsables des comptes nationaux et d'autres comptes. Le modélisateur doit avoir une idée précise sur les concepts, normes et définitions des comptes nationaux. Ceci l'aidera à (i) construire un modèle qui reflète le fonctionnement de l'économie du pays concerné, (ii) résoudre les problèmes de réconciliation inhérents et inévitables entre les différents comptes nationaux et (iii) réduire le risque d'erreur de spécification.

Si ces conditions ne sont pas réunies, la fiabilité des analyses et prévisions d'un tel modèle comptable, laisse à désirer et ne sera d'aucune utilité pratique.
Même quand les modèles quasi-comptables reflètent la Comptabilité Nationale, les faiblesses de ces modèles subsistent. Les prévisions macroéconomiques africaines sont généralement effectuées à l'aide de modèles bouclés plus rudimentaires, dits " quasi-comptables " parce que, fondés sur les TEE et TES de la Comptabilité Nationale, ils intègrent très peu de relations de comportement mais reproduisent mécaniquement, selon la méthode de Leontief, la structure comptable issue du passé. Utiles à l'élaboration de budgets économiques ou de trajectoires à moyen terme sous certaines hypothèses de croissance du PIB et des exportations, ces modèles quasi-comptables s'avèrent en revanche incapables de rendre compte de ré allocations sectorielles générées par les réformes structurelles et, par conséquent, d'évaluer correctement les politiques d'ajustement (Dialogue 1995).

Les analyses qualitatives (qui ne s'appuient ni sur un modèle économétrique, ni sur un modèle comptable), ne sont pas non plus immunisées de l'erreur de mesure. Dans les rapports qualitatifs on trouve des analyses sur la performance économique du pays (on analyse l'évolution du secteur réel, les prix, l'emploi, les finances publiques, la situation monétaire et la balance des paiements) avec des prévisions qui sont en réalité des extrapolations. Ces rapports s'appuient sur des tableaux statistiques qu'on trouve dans le texte et en annexe des dits rapports. Or, ces tableaux statistiques comportent des erreurs de mesure. Malgré cette évidence, ces rapports font des recommandations –souvent contraignantes aux décideurs politiques.

Les deux approches quantitative (modèles économétriques et comptables) et qualitative utilisent les mêmes données statistiques et les mêmes sources (on suppose que les données statistiques proviennent des instances du pays). L'avantage de l'approche économétrique est que le modélisateur dispose de moyens pour détecter les deux types d'erreurs et peut apporter les corrections nécessaires.

L'équipe de modélisateurs peut aider les experts des institutions responsables dans la production de données statistiques. Les modélisateurs qui sont utilisateurs de données statistiques savent exactement le genre de variables (socio-économiques, financières, etc) dont ils ont besoin pour alimenter le modèle. La coopération entre les demandeurs (modélisateurs) et les fournisseurs des données statistiques, peut contribuer à l'amélioration de l'appareil statistique.

Il est prouvé que ce sont les économistes/modélisateurs (John Maynard Keynes, Jan Tinbergen et Wassily Leontief) qui ont crée et améliorer la comptabilité nationale moderne, telle que nous la connaissons de nos jours (voir Rapport sur la formation des cadres à l'utilisation du modèle proposé : modèle d'Information et de Planification du Burundi Rénové et Aménagé (INPLABURA), Juillet 2007, E1113, SOFRECO, page 12).

Outre les deux erreurs (erreur de mesure et erreur de spécification), la méthode d'estimation choisie pour estimer un modèle, peut être déterminante et conditionne la fiabilité des estimateurs du modèle.

Equation 5 : $y_i = a_o + a_1 x_{i,1} + \cdots + a_p x_{i,p} + \epsilon_i \qquad i = 1 \cdots n$

Equation 6 : $\hat{y}_i = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_{i,1} + \cdots + \hat{x}_{i,p}$

Equation 7 : $\hat{\epsilon}_i \equiv y_i - \hat{y}_i$

L'équation (5) est un modèle linéaire qui doit être estimée et l'équation (6) donne l'estimation. La constante et les coefficients ou paramètres estimés sont représentés par les $\hat{a}$ (estimateurs) et l'équation (7) est le résidu estimé du modèle définit comme la différence entre la valeur de y observée et estimée.

L'idéal est d'obtenir les estimateurs qui ont les propriétés suivantes : sans biais, convergent, efficace et consistant.

Quelle est la méthode d'estimation qui garantirait un tel résultat ? Pour répondre il faut s'appuyer sur quelques hypothèses qui sous-tendent l'estimation des modèles linéaires. Ces hypothèses sont les suivantes :

- la relation entre la variable endogène (expliquée ou dépendante) Y_i doit être linéaire par rapport aux variables indépendantes (explicatives) X_i ;
- cette relation de linéarité doit rester constante ;
- l'indépendance des éléments aléatoires capturés par ε_i (terme-d'erreur ou résidu), les résidus sont indépendants par rapport aux variables explicatives ;
- les résidus sont statistiquement indépendants entre eux (à différentes dates et à différentes échantillons) ;
- la distribution des résidus suit une loi normale ou gaussienne. Ceci est déduit du théorème central limite ;
- l'absence d'auto corrélation entre les variables explicatives ;
- l'espérance mathématique des résidus est nulle (ceci implique que les résidus sont centrés et permet d'obtenir des estimateurs sans biais) ;

- la variance des résidus est constante, c'est-à-dire ε_i ne varie pas avec la variation des variables explicatives et ne varie pas non plus au cours du temps (ce qui implique que les résidus ont la même variance). C'est l'hypothèse d'homoscédasticité.

Si l'une ou plusieurs de ces hypothèses sont violées, les MCO ne doivent pas être utilisés. Par exemple si l'hypothèse de linéarité du modèle n'est pas prouvée, il ne faut pas utiliser les MCO. On pourra utiliser d'autres méthodes d'estimation comme les DMC, les TMC ou le MV.

Les MCO utilisés par le Projet lors de l'estimation des fonctions de comportement des deux modèles : modèle à une équation et modèle à 6 équations de Lawrence Klein (prix Nobel d'économie en 1980, fondateur de Projet LINK), sont applicables et valables parce que ces modèles sont linéaires. Lors des séances de formation du projet, les participants avaient aussi estimé les fonctions de comportement du modèle INPLABURA. Ceci a été possible car bien qu'INPLABURA soit un modèle non-linéaire, il a été « linéarisé » grâce à des transformations logarithmiques.

L'hypothèse d'homoscedasticité est essentielle pour que les MCO produisent des meilleures prévisions. Cette hypothèse est rompue quand la variance des résidus (termes d'erreur) varie au cours du temps (ce qui implique que les résidus ont différentes variances) et sont en corrélations avec les valeurs des variables explicatives. Dans ce cas précis, on est en présence d'un problème d'hétéroscédasticité. Ce problème nous révèle une information cruciale : il y a une variable explicative importante qui manque dans la spécification du modèle. Cette variable « se cache » dans le résidu ou terme d'erreur.

Rappelons que dans toute fonction de comportement, la présence des résidus s'avère incontournable et inévitable. En effet, les phénomènes économiques sont complexes et qu'il est pratiquement impossible de mettre toutes les variables explicatives dans une fonction de comportement. L'omission d'une ou quelques variables explicatives détermine l'ampleur des résidus. Si l'écart entre les valeurs observées et estimées (résidus) est important, la fiabilité des prévisions et d'analyse du modèle est fortement compromise, ses conclusions seront fausses et ses recommandations imprécises, hasardeuses et dangereuses. L'objectif des MCO consiste à estimer les valeurs des paramètres ou coefficients du modèle.

Pour y arriver, les MCO minimisent la somme des carrés des résidus, soit le carré de l'écart entre les valeurs observées (données statistiques collectées) de la variable dépendante (variable qu'on cherche à expliquer et prédire à partir des valeurs des variables explicatives) et les valeurs prédites (projection) de la dite variable dépendante.

Quatre possibilités s'offrent pour résoudre le problème d'hétéroscédasticité. On commence par identifier la variable explicative qui manque. Si on la trouve, on l'inclut dans le modèle. Dans ce cas on élimine l'hétéroscédasticité (la variable explicative manquante n'est plus enfouie dans le résidu ou termes d'erreur, elle a été identifiée et extirpée, sortie du résidu, pour figurer explicitement comme variable explicative dans l'équation ou fonction de comportement). Ce processus d'identification permet de réinstaller l'hypothèse de l'homoscedasticité du modèle linéaire. On peut en conséquence utiliser les MCO.

Malheureusement, dans beaucoup de cas, on ne trouve pas la ou les variables explicatives manquantes. Il faut recourir à d'autres méthodes d'estimation comme les MCP ou les MCG.

La méthode des MCP consiste à corriger les séries (données statistiques observées ou collectées) par un déflateur convenable ramenant à un résidu homoscédastique. Ensuite on donne des « poids » différents à chaque donnée statistique (observation) de la série.

La quatrième possibilité, serait de construire une matrice de correction des données statistiques des variables explicatives. Cette matrice vise à modifier les données statistiques de départ et à enlever la variable inconnue qui se retrouve dans les résidus. Toutefois, les trois méthodes (identification de la variable manquante, les MCP et la matrice de correction) sont compliquées et mènent à des résultats incertains. Il est conseillé d'utiliser le MCG (exemple Hildreth Lu) créé pour résoudre ce type de problème.

Rappelons que l'hétéroscédasticité ne produit pas un biais dans l'estimation des paramètres (coefficients ou régresseurs) de l'équation ou fonction de comportement (les paramètres ou coefficients estimés, c'est-à-dire les estimateurs des MCO restent sans biais ou non-biaisés). Toutefois, la variance et par ricochet l'écart-type des coefficients tend à être sous-estimée. Ceci a plusieurs conséquences négatives sur le modèle.

D'abord, l'hétéroscédasticité tend à rendre les variables explicatives statistiquement significatives, alors qu'en réalité elles sont statistiquement insignifiantes. Ensuite, bien que les estimateurs restent sans biais, ils deviennent inefficaces et inconsistants. Dans ce cas, l'estimation de l'écart type (racine carré de la variance) des résidus n'a plus de sens et l'estimation des écarts-types des coefficients n'est pas correcte (ceci implique que l'intervalle de confiance, le seuil de signification et les tests sur les hypothèses ne sont plus fiables). Il est impératif et important de vérifier l'indépendance des résidus.
Rappelons aussi que les résidus d'un bon modèle présentent diverses propriétés : normalité, linéarité, homoscédasticité, et indépendance.

Si les valeurs estimées par le modèle ne correspondent pas aux valeurs observées, il faut procéder à l'analyse de la distribution des résidus (termes d'erreur) en fonction des valeurs estimées de la variable dépendante (expliquée).

Toutefois, si la spécification du modèle est bonne, la présence des résidus est entièrement imputable à des erreurs de mesure (l'erreur de mesure évoquée ci-haut). Notez que les résidus doivent avoir des propriétés d'une distribution normale (courbe « en cloche », symétrique autour de la valeur prédite, avec un aplatissement régulier des extrémités). Si cette exigence n'est pas satisfaite, les tests de signification risquent d'être biaisés. Ceci met en cause le caractère BLUE (meilleurs estimateurs linéaires sans biais) qui fait la force des MCO (sans biais, linéarité et variance minimale). En effet, selon le théorème de Gauss-Markov, les estimateurs obtenus à l'aide des MCO sont les meilleurs : leur variance est la plus faible et les estimateurs linéaires sont non biaisés.

L'analyse de la distribution aide à se faire une idée sur la dispersion des résidus. En pratique la dispersion des résidus doit être homogène sur tout le spectre des valeurs de la variable indépendante (hypothèse d'homoscédasticité des résidus).

Pour vérifier la linéarité des résidus, il faut s'assurer qu'il n'existe pas de relation visible entre les résidus et les valeurs prédites de la variable dépendante (expliquée). Si par exemple on trouve une relation curvilinéaire entre les résidus et les valeurs prédites, c'est qu'il manque un prédicteur non linéaire dans le modèle (Raufaste 2005). Enfin les résidus doivent être indépendants les uns des autres (voir hypothèse 4 ci-dessous).

2.3 Tests paramétriques des modèles

Après l'estimation des fonctions de comportement, il faut procéder aux tests. Quelques précisions. Il y a des:

- tests linéaires et non-linéaires
- tests paramétriques et non-paramétriques
- tests bilatéraux et unilatéraux
- tests d'homogénéité et de conformité

Les tests non-linéaires sont valables pour des modèles non-linéaires. Notre discussion va se focaliser sur les tests linéaires paramétriques pour les modèles linéaires et les modèles non-linéaires. Les tests paramétriques peuvent être subdivisés en deux : test bilatéral et unilatéral. On parle de test bilatéral, quand on rejette l'hypothèse nulle (hypothèse à tester) quelque soit le signe des coefficients ; positif ou négatif. Si on à une idée du signe attendu des coefficients, on peut procéder à des tests unilatéraux (test unilatéral droit et test unilatéral gauche).

Apres l'étape de l'estimation des fonctions de comportement par les MCO, vient l'étape des tests. Rappelons que les tests que vous avez utilisés sont des tests paramétriques. Un test paramétrique requiert un modèle à fortes contraintes (normalité des distributions, égalité des variances) pour lequel les mesures doivent avoir été réalisées dans une échelle au moins d'intervalle.

Avant de procéder à des tests, le modélisateur doit s'assurer que la distribution de l'échantillon est compatible avec l'hypothèse d'une distribution gaussienne (si la distribution ne suit pas une loi normale, on peut « normaliser » la série grâce à des transformations logarithmiques) ; vérifier l'homogénéité des variances ; analyser la distribution de probabilité de l'échantillon ; déterminer l'intervalle de confiance, le seuil de signification, le seuil critique de rejet ou d'acceptante des hypothèses qu'il est appelé à établir.

Un test statistique est une démarche expérimentale qui consiste à accepter ou rejeter l'hypothèse nulle par rapport à un paramètre de la population ou à sa loi de probabilité contre une hypothèse alternative. Cette démarche s'inspire des expériences en laboratoire des sciences comme la physique, chimie ou la biologie. Pour être crédible et faire accepter les résultats de leurs recherches, les chercheurs de ces différents domaines, doivent satisfaire la double condition de « précision » et de « reproductivité ».

Donner un résultat sans indication sur sa précision n'a que peu d'intérêt (pour la communauté scientifique, les gouvernements, les entreprises, la presse scientifique et spécialisée, etc) simplement parce que le résultat n'est pas reproductible. Le principe de reproductivité impose une contrainte sévère : quelque soit le nombre des fois qu'on répète l'expérience, le résultat obtenu ne change pas.

Par analogie, le principe est le même en modélisation, sauf qu'ici le modélisateur propose un intervalle avec un niveau de confiance susceptible de préserver le résultat, si on renouvelait l'expérience. On part du postulat que si on répétait l'expérience un nombre infini de fois, les intervalles de confiance calculés contiendraient la valeur du paramètre.

L'hypothèse nulle (hypothèse qu'on doit tester) est notée Ho et l'hypothèse alternative est indiquée H_1. L'hypothèse nulle est présentée de façon à être réfutée. Dans le cas de son rejet, l'hypothèse alternative doit être acceptée. De même si l'hypothèse nulle est acceptée, l'hypothèse alternative doit être rejetée. En général, l'hypothèse nulle est la négation de l'hypothèse à laquelle le modélisateur s'intéresse réellement. Un test d'hypothèse est en quelque sorte une démonstration par l'absurde en probabilité (on teste Ho contre H_1, en supposant que H_1 est vraie).

Rappelons, qu'il existe une correspondance directe entre l'intervalle de confiance et le test : un intervalle de confiance est généralement construit comme l'ensemble des valeurs qui, si elles étaient choisies pour l'hypothèse nulle, conduiraient à un résultat de test non significatif (Poitevineau 2004).

Un modélisateur doit déterminer l'intervalle de confiance et le seuil de signification pour être en mesure de procéder à des tests. L'intervalle de confiance est supposé contenir la valeur du paramètre qu'on cherche à tester.

Un intervalle de confiance se traduit par une formule du type :

$Pr\{a < \theta_0 < b\} = 1 - \alpha$

où *a* et *b* sont les extrémités de l'intervalle. Le niveau du test ou seuil de signification est représenté par α et 1- α est appelé coefficient de confiance.

L'intervalle appelé intervalle de contrôle contient la caractéristique à contrôler avec une probabilité 1- α. Pour un nombre n d'observations (données statistiques) fixé, plus le seuil ou niveau de confiance est grand, plus l'intervalle est petit c'est-à-dire plus la fiabilité du résultat (représentée par le coefficient de confiance) diminue, plus la précision du résultat (représentée par l'amplitude de l'intervalle de confiance) augmente. Pour α fixé, plus n grandit, plus la précision augmente.

Notez aussi que plus la probabilité critique (1- α) est faible, plus on aura tendance à rejeter l'hypothèse nulle Ho.

Le seuil de signification se déduit de la précision de l'intervalle de confiance. Dans la littérature empirique, l'éventail des intervalles de confiance des modèles varie entre 65% et 99%. A variance égale, plus l'intervalle de confiance est élevée, plus on gagne en précision. Par exemple, si on retient un intervalle de confiance de 99%, donc un seuil de signification de 1% (100% - 99% = 1%), on assume que la probabilité de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie, se situe a 1%. Dans ce cas précis, le modélisateur est très strict et se donne une chance sur 100 de se tromper.

La probabilité critique est souvent estampillée comme p-value et existe dans beaucoup de logiciels d'estimation et de résolution de modèles. Rappelons que la p-value ou le vrai niveau de signification d'un test représente le niveau de signification le plus faible auquel une hypothèse nulle puisse être rejetée. Le logiciel EViews a retenu la p-value de 0,05, ce qui suppose un intervalle de confiance de 95% et un seuil de signification de 5%. Quand on procède à des tests, en utilisant EViews, on accepte l'hypothèse nulle pour tout p-value supérieur ou égale à 0,05 et on rejette l'hypothèse nulle pour la probabilité inférieur au seuil critique de 0,05.

Le modélisateur, doit indiquer le type de test utilisé. Les tests couramment utilisés pour les hypothèses nulles et alternatives, s'inspirent de deux théories

principales, celle de Fisher et celle de Neyman et Pearson, qui sont rivales, fortement opposés et incompatibles. Ce sont les tests et les p-values de Fisher qui sont programmés dans EViews : F-statistic et Prob(F-statistic).

Le processus de test qui consiste à accepter ou à réfuter l'hypothèse nulle est un acte de décision. Et toute décision comporte des risques liés à des erreurs d'appréciation, de jugement et d'analyse. En modélisation, les tests comportent des erreurs parce que la distribution de ces tests est asymptotique et que l'échantillon sur lequel travaille l'économètre est fini (Doucouré 2007). Il s'agit ici de deux espèces d'erreurs, celui de se tromper pour l'hypothèse nulle et l'hypothèse alternative. L'erreur de la première espèce consiste à rejeter l'hypothèse nulle Ho alors qu'elle vraie : la probabilité conditionnelle correspondante est appelée risque de première espèce, souvent noté α (Poitevineau 2004).

L'erreur de la deuxième espèce consiste à accepter l'hypothèse nulle, alors que c'est l'hypothèse alternative qui est vraie : la probabilité conditionnelle correspondante, souvent notée β, et $1-\beta$ (la probabilité de choisir H_1 alors qu'elle est vraie), est appelée la puissance du test (par rapport H_1).

Toutes choses étant égales par ailleurs, les risques α et β varient en sens inverse. La puissance du test est en quelque sorte le garde-fou, que le modélisateur doit utiliser pour se prémunir contre les deux types d'erreurs et éviter ainsi des conclusions hâtives et hasardeuses sur l'absence d'effet en cas de résultat non significatif.

2.3.1 Tests diagnostics sur les termes d'erreurs ou résidus

Les tests diagnostics sur les résidus ont comme objectif de vérifier (i) si les séries qui alimentent le modèle suivent une loi gaussienne (test de normalité) ; (ii) s'il y a hétéroscédasticité des résidus et (iii) si les résidus sont autocorollés. Nous allons nous limités à quelques tests paramétriques linéaires.

Test de normalité

Avant de procéder aux tests de normalité il faut s'assurer que les résidus entre les valeurs observées et les valeurs calculées par le modèle, se comportent comme un bruit blanc normal si : (i) leur espérance (moyenne) est nulle (si la moyenne des résidus n'est pas nulle, il convient d'ajouter une constante au modèle) ; (ii) qu'ils soient homoscédastiques (variance constante) et non autocorrélés (covariance nulle) ; et (iii) si le graphe des résidus en fonction du temps semble approximativement compatible avec une suite de variables aléatoires non corrélées.

Pour vérifier si le processus des résidus suit un bruit blanc gaussien, il y a plusieurs tests paramétriques disponibles. En ce qui concerne le test de normalité, nous allons nous limiter aux trois tests couramment utilisés : le skewness, le Kurtosis et le test de Jarque-Bera.

Le skewness est une mesure de l'asymétrie de la distribution de la série autour de sa moyenne. Le skewness d'une distribution symétrique implique que la distribution normale est nulle. Le skewness positive signifie que la distribution a une queue allongée vers la droite et le skewness négative signifie que la distribution à une queue allongée vers la gauche. Pour une loi normale, le coefficient de skewness (S) -ou coefficient d'asymétrie- est égale à zéro et le moment est d'ordre 3.

Le kurtosis mesure le caractère pointu ou plat de la distribution de la série. Le coefficient de kurtosis (K) -ou coefficient d'aplatissement- vaut 3 et le moment de kurtosis est d'ordre 4. Cette loi étant caractérisée par sa symétrie par rapport à la moyenne ainsi que par la faible probabilité des points extrêmes. Si le Kurtosis est supérieure à 3, la distribution est plutôt pointu relativement à la normale; si le Kurtosis est inférieure à 3, la distribution est plutôt plate relativement à la normale.

On a donc:

$$H_0 : S = 0 \text{ et } K = 3$$

$$H_1 : S \neq 0 \text{ ou } K \neq 3$$

Il s'agit d'un test du type multiplicateur de Lagrange. Une loi normale a un coefficient d'asymétrie (S) = 0 et un coefficient d'aplatissement de kurtosis (K) = 3. On déduit alors que si les données suivent une loi normale, le test s'approche alors de zéro et on accepte (ne rejette pas) Ho au seuil α.

Les tests skewness et kurtosis sont programmés dans le logiciel EViews mais par le biais du test de Jarque et Bera. Lorsque'on procéde à des tests de normalité, on obtiens un tableau avec les trois statistiques : skewness, kurtosis et Jarque-Bera. Les résultats de skewness et kurtosis devraient être compatibles avec le test de Jarque-Bera (voir section : tests paramétriques sur le modèle).

Rappelons qu'il n'est pas possible d'avoir un skewness et un kurtosis dont les valeurs proches de ceux d'une loi normale, sans pour autant que la série des données suive une loi normale. En d'autres termes, on ne peut avoir une incompatibilité entre les deux tests (skewness et kurtosis) et le test de Jarque-Bera. Si les valeurs de skewness et kurtosis sont proches d'une loi gaussienne, le test de Jarque-Bera ne fera que confirmer l'hypothèse nulle de normalité.

Par contre, si par exemple vous avez un skewness de -0,8 et un kurtosis de 1,5 et que vous utilisez la statistique de Jarque-Bera pour tester la normalité des séries, il y a incompatibilité entre les valeurs de skewness et kurtosis (-0,8 et 1,5) qui s'éloignent d'une loi gaussienne (0 et 3). Dans ce cas, le test de Jarque-Bera rejettera l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie. Vous commettrez l'erreur de première espèce, puisque vous concluez que la normalité des séries n'existe pas.

Mais alors quel est le lien entre les deux tests (skewness et kurtosis) et le test de Jarque-Bera ? Pour pouvoir examiner si la série est normalement distribuée, le test de Jarque-Bera mesure la différence du skewness et du Kurtosis de la série avec ceux de la distribution normale. Le test de Jarque-Bera repose sur les coefficients d'aplatissement et d'asymétrie, donc normalement lorsque ceux-ci sont "très proches" de ceux d'une loi gaussienne, le test de Jarque-Bera doit confirmer la normalité des séries, c'est-à-dire accepter l'hypothèse nulle.
Le test de Jarque-Bera ne teste pas à proprement parler si les données suivent une loi normale, mais plutôt si les kurtosis et les coefficients d'asymétrie des données sont les mêmes que ceux d'une loi normale de même espérance et variance.

La statistique Jarque-Bera suit asymptotiquement une loi de Chi-carré à 2 degrés de liberté. Ce test est fréquemment utilisé pour déterminer si les résidus d'une régression linéaire suivent une distribution normale.

L'hypothèse de normalité des résidus (termes d'erreur) joue un rôle essentiel, car elle aide à préciser la distribution statistique des estimateurs. C'est donc grâce à cette hypothèse que l'inférence statistique peut se réaliser.
Le test de normalité peut se faire soit sur la distribution des données, soit sur les résidus. Voici les hypothèses, que le modélisateur pose :

- H_0: les résidus suivent une loi normale
- H_1: les résidus ne suivent pas une loi normale

Le logiciel EViews aide à exécuter le test. Apres avoir effectué le test, reportez vous au tableau des résultats. Vous y trouverez des valeurs de skewness, kurtosis, de Jarque-Bera mais surtout la probabilité du test. Comme pour tous les tests sous EViews, le seuil de signification est de 5%.

Si la valeur de la probabilité de Jarque-Bera (p-value) est supérieure ou égale à 0,05, on accepte l'hypothèse nulle de normalité de la distribution des résidus.

Test d'hétéroscédasticité des résidus

Pour rappel et comme indiqué ci-haut, l'une des hypothèses clés des modèles linéaires est l'hypothèse d'homoscédasticité, c'est-à-dire, les résidus (termes d'erreur) du modèle ont la même variance.

Cependant, si la variance de chaque terme d'erreur n'est pas constante (elle varie au cours du temps avec chaque observation), les résidus auront des variances différentes qui introduisent l'hétéroscédasticité dans le modèle.

Quand on teste l'hétéroscédasticité, l'hypothèse nulle est que tous les coefficients de la régression des résidus au carré sont nuls, c'est-à -dire que les variables du modèle n'expliquent pas la variance observée donc il y a homoscédasticité. L'hypothèse alternative est l'hypothèse d'hétéroscédasticité. Ainsi, si on rejette l'hypothèse nulle, on peut conclure à la présence d'hétéroscédasticité. En pratique les hypothèses sont comme suit :

- H_0: les résidus du modèle sont homoscédastiques
- H_1: les résidus du modèle sont hétéroscédastiques

Il y a plusieurs tests disponibles pour détecter l'hétéroscédasticité. Les tests les plus utilisés sont : test de White, Breusch-Pagan, Goldfeld-Quandt, Harvey, Glesjer et le test ARCH.

Le test de White est un test général d'homoscédasticité, fondé sur l'existence d'une relation entre le carré du résidu et une ou plusieurs variables explicatives. Le test de White possède un estimateur convergent de la matrice des variances-covariances des MCO en présence d'hétéroscédasticité de forme inconnue pour que l'inférence statistique basée sur les MCO soit asymptotiquement fiable. L'hypothèse nulle est celle d'homoscédasticité contre l'hypothèse alternative d'hétéroscédasticité. Pour effectuer le test de White, on utilise la statistique du multiplicateur de Lagrange (Mathieu 2000).

Le test de White a trois particularités. D'abord, ce test ne nécessite pas de connaissance à priori sur la forme d'hétéroscédasticité. Ensuite, si l'échantillon (nombre d'observations ou données statistiques) est grand, le test de White est suffisamment puissant pour détecter toutes les formes d'hétéroscédasticité pour lesquelles la matrice des variances-covariances usuelles n'est pas convergente. Cependant, même si le test de White est convergent contre une grande variété d'alternatives hétéroscédastiques, il perd un peu en puissance en échantillon fini. Enfin, il faut souligner que le test de White peut aussi détecter un problème dans la spécification du modèle, une dépendance entre les régresseurs (estimateurs) et les résidus ou termes d'erreur (Le Gallo).

Le logiciel EViews a deux sortes des tests de White: « White Heteroskedasticity non cross terms » et « White Heteroskedasticity cross terms ». Choisissez « White Heteroskedasticity non cross terms ».

Après avoir effectué le test, vous obtiendrez une fenêtre (White Heteroskedasticity test) avec les statistiques suivantes: F-statistic et Obs*R-squared. Observez bien les probabilités de ces deux statistiques. Si la p-value de « Obs*R-squared » est supérieure ou égale à 0,05 on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus ou termes d'erreurs.
Outre le test de White, il y a d'autres tests qui sont disponibles mais qui ne sont pas programmés dans EViews et par conséquent, vous ne les avez pas utilisés. Nous donnons un bref aperçu de ces tests.

Quand l'hétéroscédasticité est correctement spécifiée et prend une forme particulière : linéaire (hétéroscédasticité additive) ou exponentielle (hétéroscédasticité multiplicative), les tests (Breusch-Pagan, Goldfeld-Quandt, Harvey, Glesjer) s'avèrent plus puissants que le test de White.

La statistique de Breusch-Pagan est souvent utilisée pour tester l'hétéroscédasticité des modèles linéaires. C'est un test de multiplicateur de Lagrange relativement très puissant, à condition que les variables responsables de la présence d'hétéroscédasticité dans le modèle soient correctement identifiées. Le test consiste à vérifier si la variance estimée des résidus est dépendante des valeurs des variables explicatives. Si le test confirme la présence d'hétéroscédasticité (c'est-à-dire rejette l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus), on peut apporter des corrections en utilisant la méthode Hansen ou repenser la spécification du modèle. Si on choisit la deuxième option, on peut appliquer le test de Ramsey qui est spécialement conçu pour tester la spécification du modèle (ce test est abordé plus-bas).

Le test de Goldfeld-Quandt est similaire aux autres tests d'hétéroscédasticité, mais avec une légère différence. La procédure suggère d'effectuer deux régressions par les MCO:

- l'une avec les résidus (termes d'erreur) de petites variances,
- l'autre avec les résidus (termes d'erreur) de grandes variances.

Si les variances résiduelles associées à chaque régression sont approximativement égales, on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité.

Par contre, si l'une des variances résiduelles s'accroît substantiellement par rapport à l'autre, l'égalisation de deux variances est mise en cause, il est possible, alors, qu'on rejette l'hypothèse nulle et qu'on accepte l'hypothèse alternative d'hétéroscédasticité.

Le test Harver et le test Glesjer sont des tests d'hétéroscédasticité qui s'apparentent au test Goldfeld-Quandt.

Toutefois, le test Glesjer peut être utilisé si seulement les trois conditions sont réunies :

- la variable dépendante (expliquée) n'apparaît pas comme variable explicative retardée (modèle auto régressif)
- une hétéroscédasticité additive
- toutes les hypothèses des MCO sont satisfaites

Il y a deux tests ARCH (hétéroscédasticité conditionnelle auto régressif) : linéaire et non-linéaire. Il s'agit ici du test ARCH linéaire. Le test ARCH, très fréquemment employé pour l'analyse des séries temporelles financières, a pour objet de tester l'hypothèse nulle d'homoscédasticité contre l'hypothèse alternative d'hétéroscédasticité conditionnelle. On a hétéroscédasticité conditionnelle auto régressif si la variance des résidus au t est fonction des variances des résidus des périodes précédentes (t-1, t-2, etc.).

Ses hypothèses sont les suivantes :

- H0: absence d'effet ARCH (homoscédasticité)
- H1: présence d'effet ARCH (hétéroscédasticité)

On teste l'hypothèse nulle en vérifiant si la série ne comporte pas d'hétéroscédasticité conditionnelle. Le test ARCH est programmé dans le logiciel EViews. Après avoir effectué le test, reportez-vous au tableau des résultats. Si la p-value de « Obs*R-squared » est supérieure ou égale à 0,05 on accepte l'hypothèse nulle d'absence d'effet ARCH (homoscédasticité).

Ramsey en 1969 a traité la question des erreurs de la spécification des modèles. Il a groupé les erreurs en trois catégories. La première catégorie comprend des omissions des variables ou une forme mathématique incorrecte du modèle, ou une dépendance stochastique des variables explicatives et des résidus (non orthogonalité). Ces résidus (termes d'erreur) introduisent des biais dans les coefficients estimés (estimateurs ou régresseurs). La deuxième catégorie présente des cas d'hétéroscédasticité et d'auto corrélation qui influencent la variance et la covariance des résidus. La troisième catégorie met en évidence des cas de non normalité des résidus qui influencent la distribution des estimateurs.

Le test Ramsey part du postulat que la plupart des erreurs de spécification des modèles est due au fait que le vecteur des résidus est différent de zéro. Les hypothèses sont les suivantes :

- H_0: le modèle est correctement spécifié
- H_1: le modèle n'est pas correctement spécifié

Le test Ramsey est programmé dans EViews. Quand, vous appliquez le test de Ramsey, reportez vous à la fenêtre : « Ramsey Reset test, F-statistic, Log likelihood ratio, Probability ». Si la probabilité (p-value) est supérieure ou égale à 0,05, on accepte l'hypothèse nulle.

Il y a deux moyens pour corriger l'hétéroscédasticité. On peut (i) paramétriser la matrice de variance-covariance des erreurs (MCD) et (ii) utiliser les MCO et corriger les écarts-types (parce que les écarts-types entachés d'hétéroscédasticité ne sont pas bons et utiles) par la méthode d'Eicker-White.

On peut aussi, après la transformation des données statistiques, utiliser les MCG ou les moindres carrés généralisés réalisables (MCGF). L'avantage de MCG est qu'on n'est pas tenu de connaître à priori la nature de l'hétéroscédasticité, pour estimer des écarts-types consistants.

Il peut être tentant d'utiliser systématiquement les écarts-types robustes (pour corriger les écarts-types), mais il faut savoir que cette méthode gonfle les écarts-types inutilement et réduit la puissance des tests lorsque ceci n'est pas nécessaire. Il faut donc s'abstenir de l'utiliser lorsqu'elle ne s'avère pas nécessaire (Leblond et Belley-Ferris 2004). Pour rappel, les écarts-types des coefficients estimés mesurent la fiabilité statistique des estimations des coefficients. Plus les écarts-types sont élevés, plus il y a de bruit statistique dans les estimations.

Test d'auto corrélation des résidus

Les tests d'auto corrélation sont conçus pour vérifier si les résidus suivent un bruit blanc. Si les résidus obéissent à un bruit blanc, il ne doit pas exister d'auto corrélation dans la série. Il y a plusieurs tests pour tester l'autocorrection des résidus : Durbin-Watson Ljung-Box, Breusch-Godfrey et le test de Box-Pierce.

Le test de Durbin-Watson (DW) est très utilisé et on le trouve dans presque tous les modèles. Ce test vise à détecter la présence ou l'absence de l'auto corrélation d'ordre 1 des résidus. Voici les hypothèses à tester :

- H_0: absence d'auto corrélation des résidus
- H_1: présence d'auto corrélation des résidus

Durbin et Watson ont tabulé les valeurs critiques de la statistique DW en fonction de la taille de l'échantillon (nombre d'observations) et du nombre de variables explicatives. Ils ont calculés des valeurs «planchers » et des valeurs « plafonds ».

Pour que l'hypothèse nulle soit vraie, il faut que la Pr[DW < d_L] $\leq$ 5% et Pr[DW > d_U] $\leq$ 95%. Le raisonnement est le suivant :

- si $d_0 < d_L$, on rejette H_0 (évidence de l'auto corrélation positive des résidus);
- si $d_0 > d_U$, on ne rejette pas H_0 (absence d'auto corrélation des résidus);
- si $d_L < d_0 < d_U$, le test est "inconclusive", on se trouve dans une zone d'indétermination et on ne peut conclure.

Le test de Durbin-Watson de l'auto corrélation des résidus revient à examiner si la valeur DW calculée s'écarte suffisamment vers 0 ou vers 4, pour renoncer à l'hypothèse d'indépendance des aléas au niveau de risque choisi. La statistique DW varie entre 0 et 4. Si la statistique DW est égale à 2, on conclut qu'il y a absence d'auto corrélation des résidus, donc on accepte l'hypothèse nulle contre l'hypothèse alternative.

Si la statistique est plus petite que 2, on est en présence d'auto corrélation positive des résidus (une erreur positive succède a une erreur positive) et si la statistique est plus grande que 2, on a une auto corrélation négative des résidus (alternance des erreurs). Ces conditions font que le test de DW n'est applicable qu'a des séries chronologiques et ne peut être utilisé aux coupes transversales.

Le test DW repose sur les hypothèses suivantes:

- la distribution des résidus suit une loi normale ;
- le nombre d'observations doit être plus grand ou égal à 15 ;
- l'ordre d'auto corrélation des résidus doit se limiter à 1. En effet, Le test de Durbin-Watson permet de tester la présence d'auto corrélation seulement à l'ordre 1 des résidus, c'est-à-dire, le résidu en temps t dépend du résidu en temps t-1. Mais la statistique DW est incapable de détecter l'auto corrélation d'ordre 2 et plus des résidus, c'est-à-dire les résidus en temps t-2, t-3 ;
- l'équation ou la fonction du comportement doit avoir une constante. L'une des hypothèses des MCO est que l'espérance des résidus soit nulle. Or pour que cette hypothèse soit vérifiée, il faut qu'il ait une constante dans les fonctions de comportement du modèle. Par conséquent, si on supprime la constante ou terme constant, cela revient à violer cette hypothèse. La conséquence de l'absence de terme constant (la constante) dans l'équation, est que les estimations des coefficients peuvent être biaisées et la valeur du Student calculée sera surévaluée (Plunket 2003). Il faut insister sur la différence entre le résidu (terme d'erreur) et la constante (terme constant). Par essence, le terme constant est égal à la part de la variable dépendante qui ne peut pas être expliquée par les variables indépendantes, alors que le terme d'erreur représente la part aléatoire de la variable dépendante qui ne peut pas être expliquée ;
- les variables explicatives ne doivent pas être stochastiques ;
- les séries temporelles ne doivent pas avoir des fortes variations saisonnières ;
- la variable dépendante ne doit pas apparaître comme variable explicative retardée dans le modèle.

On ne doit pas utiliser le test DW si l'une ou plusieurs de ces hypothèses ne sont pas satisfaites. Il faut recourir à d'autres tests d'auto corrélation dont les plus couramment utilisés sont : le test de Ljung-Box, Breusch-Godfrey et le test de Box-Pierce.

La statistique de Ljung-Box (corrélogramme et Q-Stat), permet de tester l'hypothèse d'indépendance sérielle d'une série.

Plus spécifiquement cette statistique teste l'hypothèse nulle qu'il n'y a pas d'auto corrélation des résidus jusqu'à l'ordre k. Elle est basée sur la somme des auto corrélations de la série et elle est distribuée selon une loi Chi-carré avec m degrés de liberté.

Le test de Ljung-Box peut aussi être appliqué sur les résidus et dans ce cas la Q-Statistique permet de tester l'effet ARCH (hétéroscédasticité conditionnelle auto régressif) dans les résidus. Voici les hypothèses du test de Ljung-Box:

- H_0: absence d'auto corrélation des résidus jusqu'à l'ordre k,
- H_1: présence d'auto corrélation des résidus jusqu'à l'ordre k.

Si la p-value est inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle et on accepte l'hypothèse alternative : les résidus sont autocorrélés à l'ordre k. La statistique de Ljung-Box est programmée dans le logiciel EViews. Quand, vous effectuer ce test, vous obtiendrez une fenêtre: Corrélogramme des résidus (correlogram of residuals). La fenêtre vous donne l'auto corrélation, corrélation partielle mais surtout l'ordre d'auto corrélation des résidus, qui va de 1 à 12.

Dans la fenêtre « correlogram of residuals » ou Corrélogramme des résidus, vous verrez des rectangles confinés dans deux corridors (le premier corridor est lié à l'auto corrélation et l'autre à la corrélation partielle). Le nombre des rectangles qui sortent du corridor déterminent l'ordre d'auto corrélation des résidus. Si un rectangle sort du corridor, on conclut qu'il y a présence d'auto corrélation d'ordre 1. Si deux rectangles sortent du corridor, on a une auto corrélation d'ordre 2 des résidus. Si trois rectangles sortent du corridor, on a une auto corrélation d'ordre 3, ainsi de suite. Si un ou plusieurs rectangles sortent du corridor, on rejette l'hypothèse nulle et on accepte l'hypothèse alternative.

La statistique de Breusch-Godfrey ou test de multiplicateur de Lagrange (LM) de corrélation sérielle est un test d'absence d'auto corrélation, qui prend en compte certaines limitations et insuffisantes du test DW:

- la variable dépendante peut apparaître comme variable explicative retardée dans le modèle (modèle auto régressif) ;
- les auto corrélations peuvent être supérieures à l'ordre 1 ;
- la possibilité que les résidus soient autocorrélés.

Le test de Breusch-Godfrey est programmé dans le logiciel EViews. Quand vous effectuer ce test, allez à la fenêtre « Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test » et observez « « Obs*R-squared ». Si la p-value est inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle de non auto corrélation des résidus.

Le test de Box-Pierce –appelé aussi test portemanteau (test fourre-tout)- évalue la corrélation existant entre les résidus.

Sous l'hypothèse nulle d'absence d'auto corrélation des résidus d'ordre k, la statistique de Box-Pierce suit une loi de Chi-carré à q-1 degré de liberté.

Le test de Box-Pierce –qui n'est pas programmé dans EViews- est très proche du test de Ljung-Box. Ils ont les mêmes objectifs. La différence réside dans la taille de l'échantillon (nombre d'observations).

Lorsque l'échantillon est de petite taille, le test de Ljung-Box est plus efficace et lorsque l'échantillon est de taille moyenne ou grande, la statistique de Box-Pierce est plus performante. En effet, la distribution de la statistique Ljung-Box est plus proche de celle de Chi-carré en petit échantillon que ne l'est celle du test de Box-Pierce.

Une particularité du test de Box-Pierce : si la variance des résidus varie au cours du temps (résidus hétéroscédastiques), il faut être très prudent avant d'utiliser la statistique de Box-Pierce. En effet, le test de Box-Pierce est très sensible à la présence d'hétéroscédasticité. C'est pour cette raison, qu'on calcule la statistique de Box-Pierce corrigée de l'hétéroscédasticité. C'est cette version qui est souvent utilisée pour tester l'hypothèse nulle des équations ou fonctions de comportement du modèle.

Il y a plusieurs méthodes pour traiter le problème d'auto corrélation. Souvent des modélisateurs introduisent des lags (retards) et ajoutent des variables explicatives dans le modèle. Ceci est une approche assez flexible mais, cependant, avec deux fâcheuses conséquences. L'introduction de chaque nouvelle variable explicative dans le modèle, gonfle artificiellement et fictivement le coefficient de détermination et la présence des variables retardées (introduction des lags) réduit la taille de l'échantillon (réduction des nombres d'observations), qui à son tour réduit le degré de liberté
Des méthodes plus efficaces existent pour éliminer l'auto corrélation des résidus :

- utilisez la méthode des moindres carrés généralisés (MCG) lorsque le coefficient d'auto corrélation est connu ;
- si le coefficient d'auto corrélation est inconnu, utilisez la méthode des moindres carrés quasi-généralisés (MCQG). Le coefficient d'auto corrélation peut être estimé par la méthode itérative de Cochrane-Orcutt (la méthode itère le procédé jusqu'à stabilisation des estimations du coefficient d'auto corrélation) ou celle de « lissage » de Hildreth-Lu ;
- vous pouvez aussi recourir à la méthode de Newey-West qui propose un estimateur convergent de la matrice des variances-covariances pour l'auto corrélation (en fait, il s'agit d'une extension de l'estimateur convergent de la matrice des variances-covariances pour l'hétéroscédasticité de White) ;
- il y a aussi la méthode HAC (hétéroscédasticité et auto corrélation consistants). Cette méthode propose une matrice variance-covariance consistante avec l'hétéroscédasticité et l'auto corrélation des résidus.
- la méthode de maximum de vraisemblance (MV) peut aussi être utilisée. La méthode du maximum de vraisemblance et les moindres carrés non linéaires, mathématiquement et numériquement plus élaborés estiment simultanément l'auto corrélation et les coefficients du modèle.

2.3.2 Test de restriction sur les coefficients

Nous allons abordés trois tests : le test de portée globale de Fisher, de signification des coefficients individuels de Student et le test de Wald.

La statistique F (baptisé au nom de Ronald A. Fisher pour ses nombreuses contributions en statistique et modélisation) est très utilisée et populaire. La distribution F est un ratio des variables distribuées selon la loi Chi-carré divisées par leur degré de liberté. La distribution Chi-carré est celle d'une somme de m variables distribuées selon une loi normale. Quand les termes d'erreur sont normalement distribués, la somme des carrés des résidus est une variable aléatoire qui suit une distribution de Chi-carré.

La statistique F est souvent utilisé pour tester la signification globale des coefficients des variables indépendantes (explicatives) du modèle. On suppose que les coefficients estimés des variables explicatives soient conjointement nuls (égaux à zéro), donc les variables explicatives n'aient aucun effet sur la variable dépendante du modèle. La Prob > F qui est la p-value associée à la distribution F répond à l'hypothèse que si oui ou non, tous les coefficients du modèle sont nuls, soit l'hypothèse nulle H_0.

Voici les hypothèses :

- H_0: le modèle est globalement significatif
- H_1: le modèle n'est pas globalement significatif

Pour pouvoir analyser le test de Fisher, reportez vous au tableau qui donne les résultats de la régression de l'équation ou fonction de comportement. Si la Prob (F-statistic) ou la p-value est inférieure à 0,05, on accepte l'hypothèse nulle de la signification globale du modèle. En pratique, l'hypothèse nulle de la statistique de Fisher est généralement acceptée ((la Prob (F-statistic) est souvent égale à 0,000 c'est- à-dire inférieure à 0,05)).

Après avoir effectué le test de signification globale du modèle, il est intéressant d'effectuer un test de signification partielle sur le même modèle à l'aide du test de Student. Ce test nous permettra de savoir si chaque coefficient est significativement différent de zéro ou non (test de nullité des coefficients individuels) et ainsi de savoir si telle variable indépendante explique réellement la variable dépendante.

Dans le tableau des résultats de la régression, observez chaque coefficient estimé et sa probabilité correspondante. Si la probabilité (dernière colonne du tableau : Prob) est inférieure à 0,05 le coefficient concerné est significatif. Vérifier tous les coefficients estimés de l'équation. Si par exemple, la fonction de comportement a plusieurs variables explicatives, vous aurez plusieurs coefficients estimés plus la constante (la présence de la constante est justifiée par l'utilisation des MCO comme estimateurs).

La statistique de Wald s'intéresse à une variable explicative particulière ou un groupe des variables indépendantes. Le test Wald teste si les paramètres associés à un groupe des variables explicatives sont nuls (égaux à zéro). Si par exemple, le test de Wald s'avère significatif pour une variable explicative ou un groupe des variables indépendantes, on peut alors conclure que les coefficients de ces variables sont significativement différents de zéro. Dans ce cas, ces variables explicatives doivent être maintenues dans le modèle. Par contraste, si la statistique Wald n'est pas significative, les variables explicatives concernées doivent être retirées du modèle. Ce test est très utile pour l'obtention d'une meilleure spécification du modèle.

Vous pouvez aussi utiliser le test du rapport de vraisemblance généralisé (RVG) pour tester la signification d'un groupe des variables explicatives. Ce test est très performant, souvent très utilisé quand l'échantillon du modèle est de petite taille et les valeurs des coefficients estimées sont larges.

Il y a souvent de confusion entre les tests paramétriques de signification globale et individuelle des fonctions de comportement du modèle et le t-statistique. Quand vous faites une estimation d'une équation ou une fonction de comportement par les MCO sous EViews, vous obtenez un tableau des résultats : la Prob (F-statistic) pour la signification globale et les probabilités associées aux variables explicatives pour la signification individuelle. Mais dans le même tableau, vous avez aussi des t-statistiques associés à chaque coefficient du modèle plus la constante. Si la fonction de comportement a quatre variables explicatives, vous aurez quatre coefficients estimés avec quatre t-statistique plus la constante.

Rappelons qu'une variable ou plusieurs variables explicatives ont une influence significative sur la variable dépendante (expliquée), seulement si les coefficients estimés des variables explicatives sont significativement différents de zéro. Pour s'en assurer, il faut que le t-statistique de chaque coefficient ou paramètre estimé soit égal ou supérieur aux valeurs critiques au seuil de signification.

Par exemple, si la statistique $t \geq 1.96$ ou ≤ -1.96 (95% d'intervalle de confiance), on conclut que le coefficient est significativement différent de zéro. La question qui se pose est la suivante : Peut-on avoir une situation atypique dans laquelle, les résultats des tests paramétriques sont contredits par les t-statistiques ?

Prenons l'exemple du test de Wald. Supposons que le test de Wald confirme la signification d'un coefficient individuel (probabilité inférieure à 0,05), le t-statistique qu'on trouve dans le même tableau des résultats de la régression, contredirait-il le test de Wald avec un résultat opposé (le coefficient estimé n'est pas significativement différent de zéro, c'est-à-dire le t-statistique est inférieur à 1,96)? C'est-à-dire que le t-statistique stipule que le coefficient concerné est insignifiant alors que le test de Wald suggère justement le contraire.

Pour répondre à cette lancinante question, Altman (1991) a procédé à plusieurs tests en médecine expérimentale. Il conclut que pour un coefficient ou paramètre estimé, la statistique de Wald est simplement le carré du t-statistique et par conséquent donnera des résultats exactement équivalents. Il n'y a donc pas, incompatibilité entre les deux tests, au contraire ils sont complémentaires.

2.3.3 Test de stabilité

Apres avoir estimé les fonctions de comportement du modèle et procédé à des tests de diagnostic sur les résidus et des tests de restriction sur les coefficients, une question invariablement taraude le modélisateur : les coefficients ou paramètres estimés sont-ils stables pendant la période historique (échantillon ou période d'observation : par exemple, pour INPLABURA la période historique couvre 1980-2004) ? Seront-ils stables pendant la période de projection ?

Les paramètres ont-ils capturé le changement structurel de l'économie, qui a eu lieu pendant la période historique ? Si oui, quels sont les années de rupture (pour un modèle annuel), les trimestres pour un modèle trimestriel et le mois de rupture pour un modèle mensuel ? Les coefficients estimés, ont-ils été à mesure d'absorber les différents chocs que l'économie a subis. Les changements structurels et les chocs extérieurs (par exemple la détérioration des termes de l'échange ou une baisse drastique de l'Aide Publique au Développement), les chocs internes (sécheresse, inflation rampante, déficit budgétaire incontrôlé) peuvent rendre les coefficients du modèle instables. Si le modèle est stable, de quelle stabilité s'agit-elle ? Structurelle ou ponctuelle ? Il y a plusieurs tests de stabilité qui aident à répondre à cette horde des questions. Ici, nous allons nous limiter à quatre : le test Chow, CUSUM, et le test CUSUMSQ (cusum au carré).

La statistique de Chow (comparaison des variances des résidus sur des sous-périodes de la série d'observations) est souvent utilisée pour tester la stabilité du modèle. Le postulat est de repérer la période qui a introduit les chocs au point d'altérer la structure économique. Ce test est très utile pour l'analyse micro et macroéconomique. Le test de Chow peut répondre à des questions précises du genre : la libéralisation du commerce extérieur introduite telle année, a-t-elle modifié la relation entre la politique monétaire et l'inflation ? La dévaluation qui a eu lieu telle année, a-t-elle modifié les prix relatifs et provoqué le transfert des ressources du secteur des biens non-échangeables vers le secteur des biens échangeables ?
La statistique de Chow vérifie si les coefficients estimés d'une équation ou fonction de comportement d'un échantillon donné, seront différents si le même échantillon est divisé en deux sous-groupes. Pour ce faire, le modélisateur doit avoir une information capitale : connaître exactement l'année (pour le modèle annuel) où le point de rupture structurelle a eu lieu. Ensuite, il doit diviser l'échantillon en deux sous-groupes et procéder à des estimations.

Notez que la fonction de comportement (variable dépendante et variables explicatives plus la constante) reste la même pour les deux sous-périodes. Le choix arbitraire du point de rupture par le modélisateur révèle l'inconvénient majeur de la statistique de Chow. Un point de rupture peut conduire à rejeter l'hypothèse nulle, alors qu'avec un autre point de rupture on ne la rejetterait pas. Ensuite, le modélisateur peut avoir des informations limitées susceptibles de l'induire en erreur, lors de l'identification du point de rupture.

L'hypothèse nulle est qu'il n'y a pas de changement structurel (les coefficients estimés sont égaux pour les deux sous-groupes de données) ; c'est-à-dire que le modèle est stable :

- H_0: modèle stable
- H_1: modèle instable

Le test de Chow est programmé sous EViews. Apres avoir effectué le test, reportez vous au tableau et observez la statistique « Log likelihood ratio » et sa probabilité. Si la p-value est supérieure ou égale à 0,05 on accepte l'hypothèse nulle. Si la p-value est inférieure à 0,05, on rejette l'hypothèse nulle et on accepte l'hypothèse alternative : le modèle n'est pas stable, il y a bel et bien changement structurel. Dans ce cas, on est tenu de prendre en compte ce fait et le modéliser.

Le test de CUSUM est semblable au test de Chow, sauf qu'ici le modélisateur ne doit pas identifier l'année ou le point de rupture. La statistique de CUSUM repère le point de rupture elle-même.

Le test CUSUM permet d'étudier la stabilité structurelle du modèle estimé au cours du temps. Ce test est fondé sur la somme cumulée des résidus récursifs. Voici ses hypothèses :

- H_0: modèle structurellement stable
- H_1: modèle structurellement instable

En effectuant le test, EViews vous donne un rectangle à l'intérieur duquel, vous trouverez un corridor en pointillés et une courbe. Le principe est simple : si les coefficients ou paramètres estimés sont stables au cours du temps, alors les résidus récursifs doivent rester à l'intérieur du corridor au seuil de signification de 5%. Pour interpréter les résultats, observez la courbe : si la courbe ne sort pas du corridor, on accepte l'hypothèse nulle et conclut que le modèle est structurellement stable. Le graphique indique aussi la période de stabilité.

La statistique de CUSUM au carré ou CUSUMSQ teste la stabilité ponctuelle du modèle. Ce test est fondé sur la somme cumulée du carré des résidus récursifs. Apres avoir effectué le test, vous aurez un rectangle avec un corridor pointillés. Si la courbe sort du corridor, il faut conclure que le modèle est ponctuellement instable. La statistique de CUSUMSQ donne avec précision l'année ou les années d'instabilité.

2.3.4 Analyse des 12 statistiques du tableau des résultats

Lorsqu'on procède à l'estimation des fonctions de comportement sous EViews, pour chaque équation, EViews livre 12 statistiques dans un tableau : « R-squared », « Adjusted R-squared », « S.E. of régression », « Sum of squared resid », « Log likelihood », « Durbin-Watson stat », « Mean dependent var », « S.D. dependent var », « Akaike info criterion », « Schwarz criterion », F-statistic » et « Prob (F-statistic) ». On doit interpréter et analyser ces 12 statistiques pour être en mesure de jauger la qualité et performance de chaque fonction de comportement.

Le coefficient de détermination R^2 « R-squared » indique le pourcentage de la variation totale de la variable dépendante qui est expliquée par les variables indépendantes de l'équation ou fonction de comportement du modèle. La valeur de R^2 varie entre 0 et 1. Si le coefficient de détermination est égal à zéro (R^2 =0), on peut conclure que les variables explicatives de l'équation n'expliquent pas la variation de la variable dépendante. Par contre si R^2 =1, ceci indique que les variables indépendantes expliquent toutes les variations de la variable dépendante.

Mais, avant de conclure, on effectuera tous les tests (tests diagnostics sur les résidus, tests de restriction sur les coefficients et les tests de stabilité) et on vérifiera aussi que les variables explicatives ont un fondement théorique de science économique. Si les tests sont probants et que l'équation est alimentée par une théorie économique, alors on conclut que le modèle de régression est parfait et peut être utilisé pour l'analyse et les projections.

Cette double précaution est très utile et fortement recommandée. Dans une quête d'obtenir un coefficient de détermination élevé, on fait un recours abusif aux variables muettes. Mais surtout, on est souvent tenté d'ajouter des variables explicatives dans l'équation ou fonction de comportement (même si les nouvelles variables explicatives ajoutées ont, selon toute évidence, rien à voir dans l'explication de la variable dépendante). Ceci conduit d'abord à la super spécification et au problème de multicolinéarité : les variables explicatives peuvent être très fortement corrélées entre elles ou multiples les unes des autres. Le problème se pose avec beaucoup d'acuité pour les modèles, alimentés par des séries temporelles, car les variables explicatives peuvent avoir des liens très forts, simplement parce qu'elles suivent une même tendance.

La multicolinéarité crée trois sérieux problèmes au modélisateur :

- souvent, il surgit un problème de calcul grave selon lequel il devient impossible de calculer les coefficients de régression des variables explicatives (car la matrice des variables explicatives ne s'inverse pas et son déterminant a une valeur de zéro). Ensuite, cette procédure réduit le degré de liberté et amoindrit fortement la capacité du modélisateur de réduire la variation résiduelle du modèle ;
- les coefficients ou paramètres estimés sont extrêmement instables. Il suffit d'un changement mineur dans la série des données (échantillon) pour aboutir à une forte modification de l'estimation ;
- la variance est très grande et les t-statistiques (t de Student) sont sous-estimés, laissant croire que les variables incriminées ne sont pas significatives.

C'est pour toutes ces raisons, qu'on fait plus confiance au coefficient de détermination ajusté aux degrés de liberté. La statistique R^2 ajustée « Adjusted R-squared » reflète mieux la vraie performance de l'équation ou fonction de comportement du modèle. Le R-carré ajusté tente d'annuler le biais induit par l'ajout des variables explicatives. La statistique R-carré ajustée augmente avec le pouvoir explicatif du modèle et diminue avec les pertes en degré de liberté. Cette statistique n'est fournie qu'en calculs homoscédastiques. En général, si la fonction de comportement est bien spécifiée, les valeurs de deux statistiques R^2 et R^2 ajustées sont proches.

L'erreur type de la régression « S. E. of régression » est à peu près l'erreur type des résidus de régression.

Cette statistique qui reflète la taille typique de résidus mesure l'ajustement dans les unités de la variable dépendante (variable à expliquer). L'erreur type contient l'unité de résidu et de la variable dépendante, aide à mesurer la dispersion des résidus et aussi de leur « taille » moyenne.

Comme l'indique Julliard (2007), il y a deux méthodes pour calculer les erreurs-types du modèle : la formule de White –estampillée formule robuste à l'hétéroscédasticité- et la formule particulière en cas d'homoscédasticité. En pratique, comme les deux formules sont différentes, on obtient différentes valeurs pour les erreur-types de l'estimateur. Si les erreurs sont homoscédastiques, les deux formules coïncident lorsque le nombre des données (observations) tend vers l'infini. Dans ce cas, si on utilise la formule robuste à l'hétéroscédasticité, on obtient des erreur-types fiables et crédibles. Par contre, si les erreurs sont hétéoscédastiques et qu'on utilise la formule particulière aux erreurs homoscédastiques, les erreur-types de l'estimateur seront fausses. L'écart type résiduel est égal à la racine carrée de la variance résiduelle. C'est une estimation de l'erreur commise sur la mesure de la variable endogène ou dépendante (erreur de mesure qu'on a évoqué dans la section estimation, tests et simulation).

Cette erreur est supposée constante et indépendante de la variable dépendante (hypothèse d'homoscédasticité : lorsque la variance conditionnelle du résidu est constante, on dit que les erreurs sont homoscédastiques, Dans le cas contraire, elles sont hétéoscédastiques).

La somme des carrés des écarts résiduels « Sum of squared resid » calcule les valeurs observées et estimées de la variable dépendante. Cette relation fait apparaître la somme des carrés des écarts comme une fonction des paramètres ou coefficients estimés par le modèle. Lorsque cette fonction est minimale, les dérivées par rapport à ces paramètres s'annulent. Comme vous avez utilisé les MCO pour estimer les fonctions de comportement, retenez que la méthode des MCO consiste à estimer les valeurs des paramètres qui rendent minimale la somme des carrés des écarts résiduels.

Le concept de vraisemblance joue un rôle central dans l'estimation des paramètres d'un modèle, aussi bien dans le domaine prédictif que le domaine descriptif. Supposons, que vous avez un échantillon (série des données ou nombre d'observations) et que votre échantillon suit une distribution normale N(0,1). Supposons par ailleurs que ni la moyenne, ni la variance de cette loi ne soient connues. Comment estimer les valeurs de ces paramètres ? Plusieurs approches sont possibles, mais la plus importante est celle qui va attribuer à ces paramètres les valeurs qui rendent maximale la vraisemblance de la loi (au vu de l'échantillon). Cette méthode s'appelle tout naturellement la Méthode du Maximum de Vraisemblance. Toutefois, dans la pratique, il est souvent plus commode d'utiliser le logarithme de la vraisemblance « Log likelihood » plutôt que la vraisemblance elle-même.

Le « Log likelihood » ou Log-vraisemblance est considéré comme fonction de la moyenne et de la variance, et on recherche les valeurs de ces deux paramètres qui conduisent à la valeur la plus grande possible de L (qui atteint son maximum pour les mêmes valeurs de la moyenne et la variance, car le logarithme est une fonction monotone croissante), qui indique la qualité du modèle en terme de facilité d'estimation. A cette fin, on recourt au calcul infinitésimal. On fait des dérivées premières et secondes avec comme objectif – naturellement- d'annuler les dérivées partielles de la vraisemblance par rapport aux deux paramètres.

La statistique de Durbin-Watson « Durbin-Watson stat », a été évoqué à la section test d'auto corrélation des résidus.
La moyenne de la variable dépendante « Mean dependent var », résume la tendance centrale de la variable endogène (expliquée). Si nous tenons pour acquis que la variance de l'estimateur tend vers 0 quand la taille de l'échantillon tend vers l'infini, la notion d'estimateur convergent veut alors simplement dire que la moyenne de la distribution de l'estimateur tend vers la convergence quand la taille de l'échantillon tend vers l'infini.

La déviation standard de la variable dépendante « S.D. dependant var » mesure la variation de la variable endogène expliquée par le modèle.

En particulier, plus la déviation standard est petite et plus la qualité du modèle est meilleure. Sa valeur est toujours fonction de l'unité de mesure de la variable dépendante et tient également compte des erreurs expérimentales, ce qui explique qu'une valeur trop petite n'ait aucune signification.

Il y a plusieurs critères d'information qui sont conçus pour aider le modélisateur à choisir entre différents modèles économétriques. Les plus couramment utilisés sont : le critère d'information de Akaike, Hannan et Quinn, Hurvich et Tsai, et le critère de Schwarz. Ces critères sont basés sur des échantillons observés et peuvent servir à sélectionner le meilleur modèle parmi un ensemble de modèles possibles. Lorsque le vrai processus générateur de données se trouve dans cet ensemble et que l'échantillon est assez grand par rapport au nombre de paramètres, le rôle de ces méthodes est clairement de l'identifier parmi toutes les possibilités contenues dans l'ensemble. Il est donc naturel de chercher à évaluer la convergence de différents critères, c'est-à-dire la convergence de l'ordre des modèles estimés par rapport à l'ensemble des vrais processus (Galbraith et Zinde-Walsh 2004).

Les critères d'information d'Akaike « Akaike info criterion » et Schwarz « Schwarz criterion » sont programmés dans le logiciel EViews. Le critère d'information de Akaike, a un indice qui contient le log-vraisemblance maximisé et le nombre de paramètres ou coefficients du modèle. Cet indice prend en compte d'une part la qualité de la régression et d'autre part le nombre nécessaire des coefficients, qui doivent être estimés, pour obtenir le meilleur estimateur, tout en pénalisant le recours à un nombre trop élevé des paramètres. Une valeur faible de l'indice implique que le modèle en question, comporte peu de paramètres mais fournit la meilleure estimation. En pratique, si on a plusieurs modèles en concurrence, on choisira le modèle qui a la plus faible indice.

La statistique de Fisher « F-statistic » a été abordé dans la section test de restriction sur les coefficients, tout comme la probabilité de Fisher, la p-value « Prob (F-statistic) ».

Outre ces 12 statistiques, le logiciel EViews calcule aussi les statistiques suivantes :

La somme des carrés des résidus « Sum of squares » dévoile les trois sources de la variance : celle du modèle, celle des résidus et le total des deux (modèle et résidus). La racine de l'erreur quadratique moyenne « Root of Mean Square Error » montre l'écart type des résidus. Cette statistique est très proche de l'erreur type de régression. En effet, il n'y a pas de différence entre les deux statistiques quand le nombre des observations est grand (la taille de l'échantillon est grande).

L'erreur standard de l'estimation « Standard Error of Estimate » est un indice de dispersion des valeurs prédites. Il est égal à l'écart type des valeurs prédites divisé par la racine carrée du nombre d'observations. On utilise l'erreur standard plutôt que l'écart type afin de pouvoir comparer des modèles ne comportant pas le même nombre d'observations.

L'erreur standard « Standard error » sert à calculer la valeur de *t* en vue de tester si le coefficient est significativement différent de zéro. Cette statistique sert aussi à calculer les intervalles de confiance des coefficients (c'est-à-dire la probabilité que la valeur vraie du coefficient soit comprise dans un intervalle défini).

2.4 Simulation

La simulation est l'étape la plus difficile pour tout modélisateur. Des questions invariablement se posent : comment juger la performance d'un modèle simulé ? Quels sont les tests utilisés ? Quels sont les critères de convergence et d'évaluation ?

Le problème se corse un peu plus pour un modèle structurel à plusieurs équations. Si on a un modèle quasi-comptable, on peut procéder directement à la simulation du modèle. Quand on a un modèle économétrique à équations multiples de petite taille, on peut mathématiquement résoudre le modèle, sans passer par la simulation. On recourt à l'algèbre matricielle et aux calculs infinitésimaux pour obtenir la solution du modèle.

Ceci peut aider à faire des prévisions. On peut aussi faire l'analyse des politiques d'impact à partir de la forme réduite du modèle. Cependant quand on a un modèle à taille moyenne ou de grande taille –de surcroît non-linéaire-, il est impossible de le résoudre sans passer par la simulation.

Tout modèle composé de fonctions de comportement et d'équations comptables, de dimension moyenne ou grande, passe par deux étapes : l'étape de l'estimation des fonctions de comportement et l'étape de simulation. Apres l'étape d'estimation et les tests qui y sont associés, on doit soumettre le modèle (fonctions de comportement et équations comptables) aux tests de convergence. Il y a deux cas qui arrivent souvent. Dans le premier cas, on a une belle performance des fonctions de comportement (coefficient de détermination ajusté élevé, divers tests probants et amplitude et signes attendus des coefficients estimés confirmés) et on espère répliquer cette performance à l'étape de simulation. Dans le deuxième cas, la performance des fonctions de comportement n'est pas satisfaisante, mais on procède quand même à la simulation.

Il arrive souvent que le modèle avec des fonctions de comportement performantes échoue et ne passe pas les tests de convergence. Par contre, le modèle avec la piètre performance –au niveau des équations de comportement- passe avec succès les tests de convergence.

Le constat en est simple : la performance des équations individuelles n'est pas transposable au niveau des tests de convergence. La raison en est tout aussi simple : la simulation d'un modèle a ses propriétés dynamiques, ses mécanismes de transmission et ses critères d'évaluations, qui n'ont aucun lien avec la performance des équations individuelles qui composent le modèle.

La simulation d'un modèle, consiste à trouver la solution mathématique du modèle. Le processus est basé sur la simultanéité des équations différentielles. Une équation différentielle d'un modèle consiste à relier la valeur courante (au temps t) d'une variable aux valeurs courantes et passées (temps t, t-n) des autres variables du modèle. A partir des valeurs initiales des variables endogènes et les séries chronologiques des variables exogènes, le modèle est séquentiellement résolu –au delà d'une certaine période- de fournir une solution à l'ensemble des variables endogènes (variables à expliquer).

Il y a deux sortes de simulations : la simulation statique et la simulation dynamique. La simulation statique –lors du processus de résolution- utilise les valeurs des variables endogènes retardées. Le grand avantage de cette approche est que les erreurs ne s'accumulent pas et toute différence –pour chaque période- entre les valeurs observées et simulées des variables, est directement imputable au modèle.
De ce point de vue, la simulation statique offre une méthode simple et claire pour la validation du modèle (test de convergence). La simulation statique est imparable pour la solution du modèle pendant la période historique (nombre de données statistiques couvrant la période historique), à cause de sa capacité à reproduire presque fidèlement les valeurs observées du modèle. Toutefois, cette approche est totalement inapplicable pour la période de projection, simplement parce que les valeurs observées des variables endogènes –pendant la période de prévision- demeurent inconnues.

La simulation dynamique peut être regroupée en deux catégories : la simulation dynamique déterministe et la simulation dynamique stochastique. La simulation dynamique déterministe comporte un processus de résolution, dans lequel les valeurs des variables endogènes retardées générées par le modèle sont utilisées dans les périodes successives. La simulation dynamique stochastique est de loin, plus performante et plus puissante que la simulation dynamique déterministe. Cependant, cette approche, exige pour chaque équation du modèle, la spécification d'une distribution de probabilité pour les résidus ou termes d'erreur additifs et pour chaque coefficient estimer et répéter le processus de simulation plusieurs fois, afin de s'assurer de la validité du modèle (convergence du modèle).

Le modélisateur doit choisir le type de simulation, qu'il veut utiliser et justifier son choix en fonction de la nature de son modèle. Il doit aussi choisir l'algorithme qui l'aidera à solutionner mathématiquement le modèle. Il y a plusieurs algorithmes dont les plus utilisés sont: Gauss-Seidel, Gauss-Newton, Newton-Raphson, Fletcher-Powell, Jacobi et Gibss. La simulation déterministe et stochastique est programmée dans EViews. Tout comme les algorithmes de résolution : Gauss-Seidel et Newton.

Après avoir choisis le type de simulation et le logarithme de résolution, soumettez votre modèle au test de convergence, qui consacrera sa validité globale ou le rejettera. Le test de convergence repose sur deux conditions de tolérance essentielles. Le modèle converge quand la variation proportionnelle ou absolue de chaque variable est inférieure à la tolérance (première condition) et quand la somme aux carrés des résidus est minimisée (deuxième condition). Si les deux conditions de tolérance ne sont pas satisfaites, le modèle implosera et ne convergera pas.

En cas de non-convergence du modèle, le logiciel EViews aide le modélisateur en lui indiquant ce qui bloque : par exemple, telle variable n'existe pas mais figure dans le programme de résolution. Mais, il arrive souvent qu'EViews ne donne aucune information. Le modélisateur est abandonné à lui-même et peut passer des heures –voire des jours - sans débloquer la situation.

Le modélisateur doit bien connaître –dans le moindre détail- la spécification du modèle. Il faudra revisiter la spécification et la confronter avec le programme de résolution : les équations du modèle doivent être bien ordonnées, les variables dépendantes et explicatives bien identifiées. Il faut bien identifier les variables endogènes et les variables exogènes. Le modélisateur doit –si nécessaire- retourner à l'étape de l'estimation ou régression des fonctions de comportement. Ici, le test de Ramsey –qu'on a déjà évoqué- s'avère utile. Il peut aider à améliorer la spécification, c'est-à-dire, se débarrasser des variables explicatives inutiles, en inclure d'autres et vérifier la forme mathématique qu'il a imposé au modèle.

Il faudra aussi vérifier la base ou banque des données statistiques pour s'assurer que les données statistiques qui sont sensées nourrir les variables du modèle existent. S'assurer aussi qu'il n'y a pas des « erreurs de frappe ». Le modélisateur doit être guidé par cette double règle d'or : le nombre d'observations ou données statistiques de la série doit être supérieur au nombre des variables explicatives du modèle et le nombre des équations (fonctions de comportement, équations comptables, relations triviales) doit être égal au nombre des variables endogènes dépendantes).

Si le modèle converge, le modélisateur doit procéder à l'évaluation du modèle, c'est- à-dire comparer les valeurs des variables simulées par le modèle et celles observées (données statistiques collectées, qui ont servis à alimenter le modèle). L'évaluation doit se faire seulement sur la période historique, c'est-à-dire la période d'observation. Si l'échantillon du modèle est par exemple 1980-2000, la simulation ou solution mathématique du modèle ne concerne que cette période (simulation historique). Le modélisateur peut aussi procéder à l'évaluation ex-post. Cette procédure consiste à comparer les valeurs prédites par le modèle à des données statistiques actuelles (collectées), qui n'ont pas été utilisés lors de l'estimation du modèle (évaluation faite hors de la période de l'échantillon).

Le processus d'évaluation qu'on analyse ici, concerne uniquement la simulation historique : on compare les valeurs observées des variables avec celles simulées par le modèle, couvrant exclusivement la période historique (nombre des données et période temporelle qui constitue l'échantillon du modèle).

La différence entre les valeurs simulées et observées, peut être importante pour deux raisons majeures : (i) le modèle peut être moins efficace à « traquer » le mouvement et la dynamique des variables endogènes et (ii) les erreurs qui s'accumulent pendant le processus de résolution à cause des substitutions successives des équations et à cause aussi de l'utilisation des variables dépendantes retardées. La première raison peut être attribuée à la qualité de la série temporelle ou à une erreur de spécification et la deuxième raison est exclusivement imputable au choix de simulation. Notez que l'écart entre les valeurs observées et estimées, a tendance à s'amplifier, quand on utilise la simulation dynamique déterministe.

Rappelons aussi que l'approche de modélisation déterministe suppose l'existence d'une relation fonctionnelle entre les variables observées. L'observation des variables se fait par une série de mesures entachées d'erreurs. L'hypothèse sous-jacente est que la relation fonctionnelle est simple et que les erreurs sont homogènes et indépendantes. Chaque observation est donc la somme d'une valeur déterministe et du tirage aléatoire de l'erreur de mesure. L'approche de modélisation stochastique généralise la démarche en considérant que les observations sont le résultat d'un tirage aléatoire mais que les variables considérées ne sont pas nécessairement indépendantes (Goreaud et Lang 2006).

L'évaluation du modèle est une étape nécessaire pour jauger l'amplitude de l'écart entre les valeurs des variables observées et simulées. L'écart entre les valeurs doit être minime. Si l'écart est énorme, on conclut que le modèle a échoué à reproduire les valeurs observées des variables dépendantes. Rappelons que le modélisateur doit se concentrer sur les variables endogènes.

La simulation historique peut être très utile pour l'analyse des politiques d'impact et la projection. Si le processus d'évaluation est concluant, on peut utiliser le modèle pour les prévisions (l'idée sous-jacente est que si le modèle est capable de répliquer correctement les tendances de la période historique, il est aussi capable de faire des prévisions fiables).

Il y a plusieurs techniques pour évaluer le modèle : le Diagramme-Réalisation-Projection (DRP), Coefficient d'Inégalité de Theil (CIT), Erreur Absolue Moyenne (EAM) et Racine de l'Erreur Quadratique Moyenne (RMSE).

Le DRP est conçu pour détecter l'erreur de points de cassure ou rupture « turning point error » et pour déterminer la sous-estimation ou la surestimation des variables endogènes. Deux erreurs des points de cassure peuvent émerger.

Quand un modèle prédit une variation positive (croissance de la valeur simulée de la variable) alors que la variation de la valeur observée de la même variable décroît (la valeur de la variable que vous avez dans votre base des données), on peut conclure que le modèle a échoué de capturer correctement l'erreur des points de cassure. Le DRP peut aussi identifier l'incapacité du modèle à capturer la transformation structurelle de l'économie.

Le CIT est une statistique systématique pour évaluer la capacité du modèle à prédire :

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s - Y_t^a\right)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s\right)^2} + \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^a\right)^2}}$$

$0 \leq U \leq 1$

La valeur U du CIT est comprise entre 0 et 1. L'utilisation de U comporte quelques avantages. D'abord la valeur de U renseigne sur l'aptitude du modèle à prédire. Quand U=0, on conclut que le modèle prédit correctement la variation de la valeur des variables. Quand U=1, le modèle prédit une variation « naïve », c'est-à-dire qu'il n'y a pas de variation de la valeur des variables endogènes. La capacité prédictive du modèle est donc mauvaise. Ensuite, le coefficient U est capable de repérer et pénaliser les biais linéaires, responsables de la sous/surestimation des prévisions. Enfin, on peut décomposer le numérateur de U en trois composantes pour identifier les sources des erreurs: la proportion de l'erreur liée au biais (Um), la proportion de l'erreur due à la variance (Us) et celle provenant de la covariance (Uc).

La somme de ces trois composantes doit être égale à 1. La proportion de l'erreur Um mesure la moyenne des valeurs observées et simulées de la variable et indique la déviation de l'écart par rapport à la moyenne. Dans ce sens, elle constitue une bonne indication de l'erreur systématique. D'une manière optimale, cette statistique tendra vers zéro. La proportion de l'erreur Us renseigne sur l'habilité de répliquer correctement la valeur de la variable (la valeur de la variable simulée par le modèle doit être proche de celle observée). Si la simulation est bonne, Us tend vers zéro. La proportion Uc est proche de 1 quand la simulation du modèle s'améliore sensiblement. Uc mesure les erreurs non-systématiques.

L'analyse de ces trois sources d'erreurs peut aider le modélisateur pour améliorer la fiabilité des prévisions. Si l'écart entre la valeur observée et simulée de la variable est imputable au biais ou à la variance, le modélisateur peut injecter des informations additives dans le modèle pour réduire l'erreur de prévision.

Par contre, si l'écart est le résultat de la covariance, le modélisateur est appelé a faire plus de recherche, réexaminer la spécification de son modèle et faire plusieurs simulations jusqu'à ce que l'écart des valeurs simulées et observées, soit réduit.

Le numérateur de U est le RMSE. La statistique RMSE est très populaire et souvent utilisé pour évaluer la capacité prédictive du modèle :

$$rms = \sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(Y_t^s - Y_t^a\right)^2}$$

où:

- Y^s_t= la valeur simulée de la variable Y_t
- Y^q_t= valeur observée ou actuelle de la variable Y_t
- T = nombre d'observations

La statistique RMSE n'est pas sous contrainte comme le coefficient d'inégalité de Theil dont la statistique U est confinée entre 0 et 1. Le RMSE est très prisé, parce qu'il est perçu comme un indicateur fiable, définissant le niveau de précision du modèle. Le RMSE mesure l'écart des valeurs simulées des variables par le modèle par rapport aux valeurs observées, en donnant notamment une idée précise de la dispersion entre les deux. Un RMSE faible signifie que l'écart est faible. Ceci signifie aussi que le RMSE est faible par rapport à l'écart type de la variable endogène, ce qui reflète la très bonne qualité explicative du modèle. Un RMSE égal à zéro indique que les prévisions du modèle sont parfaites et fiables.

Vous avez réussi la convergence du modèle. Ceci confirme que votre modèle a passé avec succès les deux conditions de tolérance. C'est qui est une bonne nouvelle. Mais une bonne nouvelle à moitié seulement. Pour que la bonne nouvelle soit effective et totale, votre modèle doit satisfaire les critères d'évaluation. Supposons que vous avez choisis la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et le coefficient d'inégalité de Theil (CIT) comme critères d'évaluations, vous obtiendrez des résultats soit en forme des graphiques ou en valeurs.

Vous devez sélectionner les variables endogènes clés et analyser l'écart entre les valeurs simulées et observées de ces variables. Vous devez accorder une attention singulière aux variables du secteur réel, finances publiques, situation monétaire et balance des paiements. Ces quatre comptes comportent beaucoup d'agrégats macroéconomiques et financiers, qui impliquent des additions ou soustractions des variables individuelles qui les composent.
Ceci pose quelques problèmes.

Quand on procède à l'évaluation, on constate souvent que les agrégats macroéconomiques comme le produit intérieur brut, revenu national disponible, solde courant des finances publiques, créances nettes sur l'Etat, solde de la balance des opérations courantes et la demande totale du travail, donnent les meilleurs résultats, comparés à leur variables individuelles respectives, parce que les erreurs des variables individuelles se compassent et s'annulent au cours du processus d'agrégation. Des larges erreurs de simulation affectent souvent des variables des finances publiques, situation monétaire et balance des paiements à cause de la nature de volatilité des variables, qui complique la tache du modèle à bien les « traquer ».

Si les critères d'évaluation sont concluants, c'est-à-dire, votre modèle a reproduit avec succès les valeurs observées des variables endogènes, avec un écart des valeurs simulées et observées minime, vous pouvez procéder à l'analyse macroéconomique des résultats de simulation. Malgré son coté apparemment rétrospectif, la simulation historique peut être très utile. Supposons que la période d'observations est 1980-2000. Votre simulation historique couvre cette période. Supposons que pendant cette période les politiques macroéconomiques poursuivies (politique de change, monétaire et budgétaire) n'ont pas atteint les objectifs escomptés, en termes de taux de croissance économique, création d'emplois, stabilité des prix et équilibre interne (budget) et externe (balance des paiements). L'intérêt de la simulation historique peut répondre à cette question : et si les politiques macroéconomiques étaient différentes ? Ceci peut aider dans l'avenir d'éviter les erreurs du passé.

Ceci nous amène à l'exercice de la projection du modèle. Si l'objectif du modélisateur est d'analyser ce qui s'est passé pendant la période 1980-2000 et d'en tirer des leçons, il peut s'arrêter ici.

Mais si l'objectif du modélisateur est de simuler le passé pour mieux préparer l'avenir, alors son modèle doit être aussi construit pour les prévisions. Rappelons qu'un modèle peut établir d'excellentes prévisions à l'intérieur de l'échantillon (période historique), il n'en découle pas automatiquement que ça sera le cas, si le même modèle est utilisé pour les projections. L'utilité d'un modèle de prévision dépend finalement de la capacité de celui-ci à faire des projections au delà de l'échantillon de la période historique.

3 ESTIMATION DU MODELE LINEAIRE A UNE EQUATION SOUS EVIEWS

Les ateliers de formation du projet se sont focalisés sur différentes activités. La spécification d'un modèle linéaire à une équation: concepts et analyse. La saisie des données sur Excel (feuille d'entrée), la création de « workfile » et l'importation des données par le logiciel « Eviews ». L'estimation du modèle et les tests, notamment les tests de diagnostics sur les termes d'erreur (résidus), de restriction sur les coefficients et sur les tests de stabilité. Des analyses approfondies ont été faites sur les résultats de l'estimation du modèle, les différents tests et surtout l'interprétation de ces résultats sur le plan macroéconomique.

3.1 Spécification et hypothèses

Considérons la fonction de consommation suivante :

$$C = a + bY + c P + \varepsilon$$

avec Y= le revenu et P= prix. ε est le terme d'erreur (ou résidu), il capte l'ensemble de variables explicatives non prises en compte dans la spécification.

Les hypothèses sur le terme d'erreur ε:

- Moyenne nulle (les erreurs se compensent);
- ε doit avoir une variance constante (hypothèse d' homoscédasticité);
- Les ε doivent être indépendantes (les erreurs au temps t ne sont pas influencées par les erreurs au temps t-1) ;
- Les ε suivent une distribution normale.

3.2 Etapes à suivre pour estimer le modèle avec Eviews

Pendant le programme de formation du projet, les participants ont appris la procédure à suivre et les commandes de base EViews pour le traitement informatique du modèle. On peut exécuter les commandes EViews soit par l'approche menus, soit par l'approche programme. Les cinq équipes de participants à la formation ont travaillé avec l'approche « menus ».

3.2.1 Saisie de données sous Excel (feuilles d'entrée)

Les données statistiques sont saisies dans EXCEL. Il faut bien noter trois choses :

- La période des observations ;
- Le nombre de variables ;
- Le nom des variables.

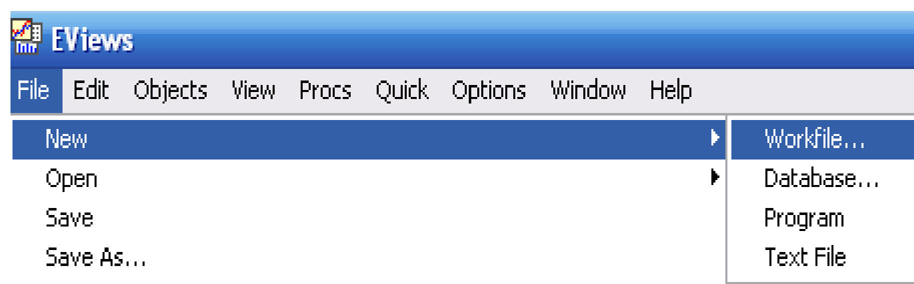
Dans notre exemple, nous avons trois variables C, Y et P.

Après avoir noté ces trois éléments, fermez EXCEL.

3.2.2 Importation des données

Lancez EViews.

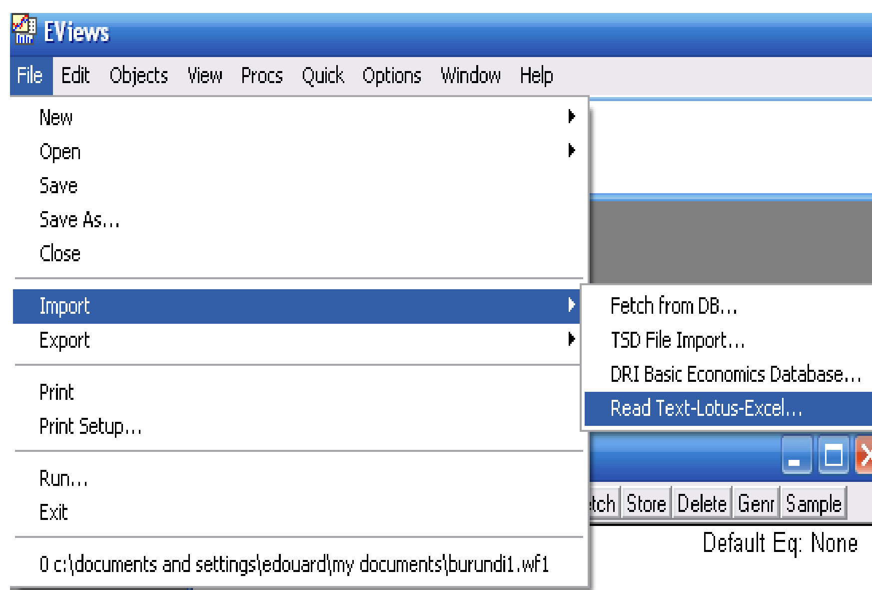
Créer un « workfile » : Sélectionner « **File/New/Workfile »**, comme indiqué ci-dessous



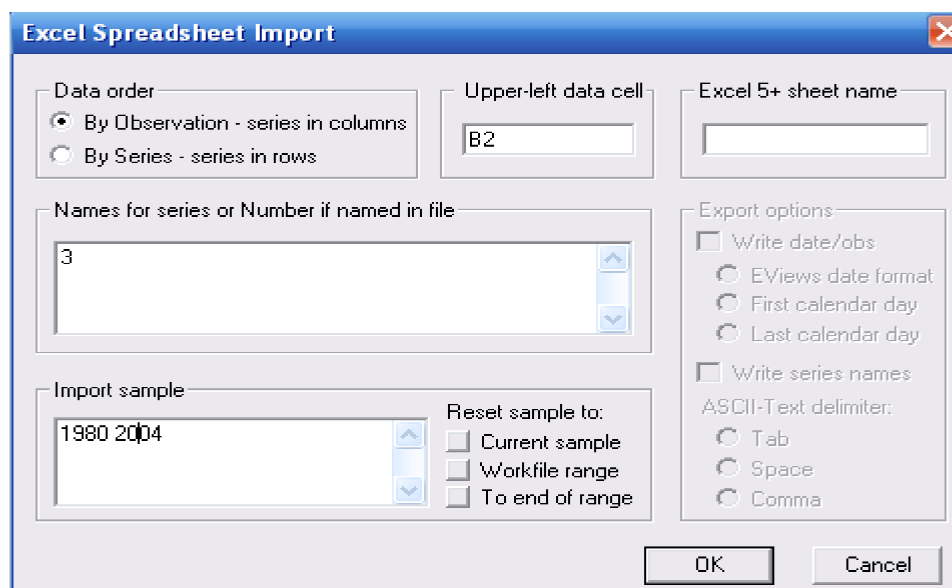
Apres avoir validé on obtient l'écran suivant :

Dans la fenêtre **Start date**, entrez la date ou l'année de début de vos séries. Et dans la fenêtre **End date**, entrez la date de fin de vos séries. Après avoir rentré les dates, cliquez sur **OK** pour valider et voici le tableau que vous obtiendrez.

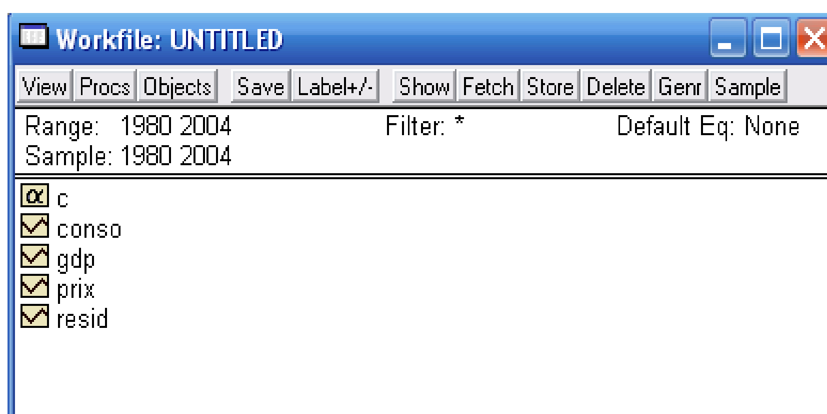
Maintenant, il faut importer les données d'EXCEL.
Sélectionnez « **File/Import/Read Text-Lotus-Excel**… »



Indiquez le fichier EXCEL où se trouvent vos données et cliquez sur ouvrir (open), vous obtiendrez la fenêtre suivante :



Quand vous cliquez sur OK (valider), voici ce que vous obtenez :



Les données apparaissent dans le « workfile » et nous pouvons maintenant passer aux estimations.

Il faut toujours enregistrer ou sauvegarder le « workfile ». Pour cela, cliquez sur « **Save »** et donnez le nom du « Workfile ».

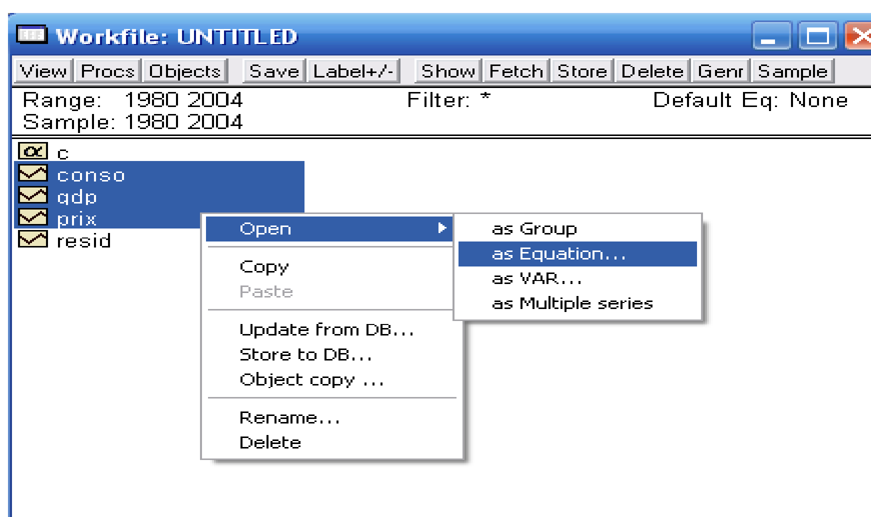
3.2.3 Estimation sous Eviews

A l'étape de l'estimation, vous pouvez choisir l'une des trois formes : niveau, logarithmique et semi-log. Ici nous allons faire l'estimation en log. L'avantage de cela est d'obtenir une transformation linéaire d'un modèle non linéaire et d'obtenir directement les élasticités. Cependant, il faudrait noter qu'une fois les simulations faites, il faudrait revenir aux valeurs en niveau en prenant les exponentielles.

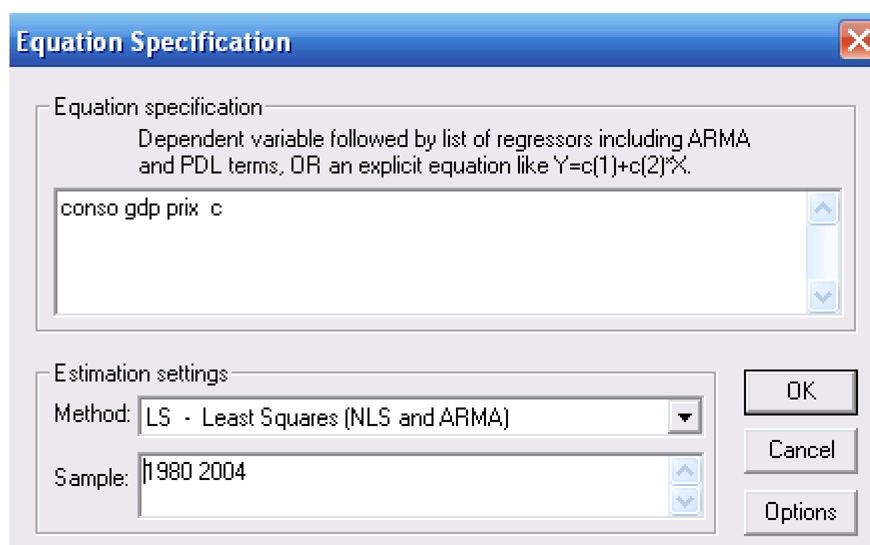
Le modèle ici est linéaire. Nous avons estimé le modèle en niveau et en logarithme. L'estimation en logarithme nous donne les élasticités partielles.

Pour estimer l'équation, il y a deux façons de faire :

- Sélectionnez les variables en commençant par la variable endogène ; clic droit et sélectionnez « **Open as Equation »**.



Quand vous cliquez sur « **as Equation »,** vous obtenez le tableau ci-dessous.



Dans cette estimation, vous avez choisi les moindres carrés ordinaires et vous faites une estimation en niveau. Si vous cliquez sur OK, vous aurez les résultats des estimations, mais en niveau.

Si vous voulez les estimations en log, vous pouvez cliquer directement sur la fenêtre, comme indiqué :

Equation Specification

Equation specification
Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

log(conso) log(gdp) log(prix) c

Estimation settings
Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)
Sample: 1980 2004

OK | Cancel | Options

Quand vous cliquez sur OK, vous obtenez les résultats suivants :

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(CONSO)
Method: Least Squares
Date: 11/13/07 Time: 05:51
Sample(adjusted): 1980 2002
Included observations: 23 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP)	0.832157	0.090875	9.157195	0.0000
LOG(PRIX)	0.001409	0.016273	0.086579	0.9319
C	4.082073	2.292821	1.780371	0.0902

R-squared	0.819506	Mean dependent var	25.24808
Adjusted R-squared	0.801456	S.D. dependent var	0.117991
S.E. of regression	0.052575	Akaike info criterion	-2.932057
Sum squared resid	0.055282	Schwarz criterion	-2.783949
Log likelihood	36.71866	F-statistic	45.40340
Durbin-Watson stat	2.907581	Prob(F-statistic)	0.000000

Vous pouvez maintenant procéder aux différents tests.

3.3 Tests sur le modèle

3.3.1 Tests diagnostics sur les termes d'erreurs

- Test de normalité

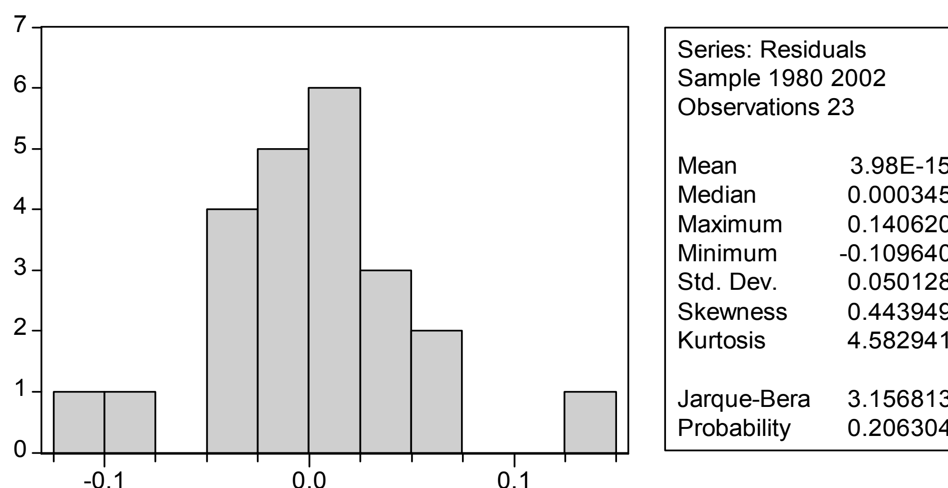
Selectionnez « **View/Residuals Tests/Histogram-Normality Test…"**

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED

Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Coefficient Tests
Residual Tests
Stability Tests
Label

Correlogram - Q-statistics
Correlogram Squared Residuals
Histogram - Normality Test
Serial Correlation LM Test…
ARCH LM Test…
White Heteroskedasticity (no cross terms)
White Heteroskedasticity (cross terms)

R-squared	0		308
Adjusted R-squared	0.801456	S.D. dependent var	0.117991
S.E. of regression	0.052575	Akaike info criterion	-2.932057
Sum squared resid	0.055282	Schwarz criterion	-2.783949
Log likelihood	36.71866	F-statistic	45.40340
Durbin-Watson stat	2.907581	Prob(F-statistic)	0.000000

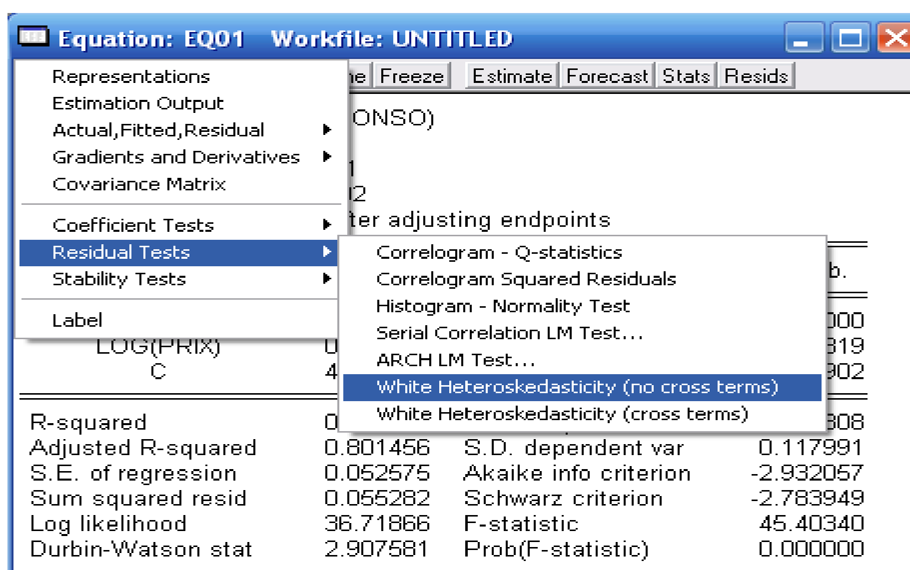


Dans le tableau de droite, vous avez les trois statistiques : **Skewness, Kurtosis et Jarque-Bera**. Le **Jarque-Bera** a une probabilité de 0,206 qui est supérieure à 0,05=5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de normalité des termes d'erreurs ou résidus. Observez les valeurs de deux statistiques Skewness et Kurtosis et pour l'analyse et l'interprétation de ces deux statistiques, referez-vous à la section : Test de normalité.

- **Test d'hétéroscédasticité**

Pour revenir au tableau des estimations, cliquez sur « **Stats. »**

Sélectionnez « **View/Residuals Tests/White Heteroskedasticity »…**



Apres avoir cliqué, vous obtenez les résultats suivants :

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.978472	Probability	0.423657
Obs*R-squared	3.077878	Probability	0.379773

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 11/13/07 Time: 06:15
Sample: 1980 2002
Included observations: 23

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.126146	0.255267	0.494173	0.6268
LOG(GDP)	-0.005829	0.012111	-0.481337	0.6358
LOG(PRIX)	0.008658	0.033923	0.255232	0.8013
(LOG(PRIX))^2	-0.000678	0.003706	-0.183040	0.8567

La probabilité du test de White est ici de 0,379, qui est supérieure a 0,05=5%, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle d'homoscédasticité des résidus ou termes d'erreurs.

- Test d'auto corrélation

Nous avons ici trois tests : Durbin-Watson, le test de Ljung-Box (analyse du corrélogramme et du Q-Stat) et le test de Breusch-Godfrey.

- Test de Durbin-Watson

La statistique de DW est donnée directement dans le tableau des résultats (DW=2.907581). Pour mieux interpréter et analyser la statistique DW, vous pouvez, vous referez à la section : Test d'auto corrélation des résidus du texte.

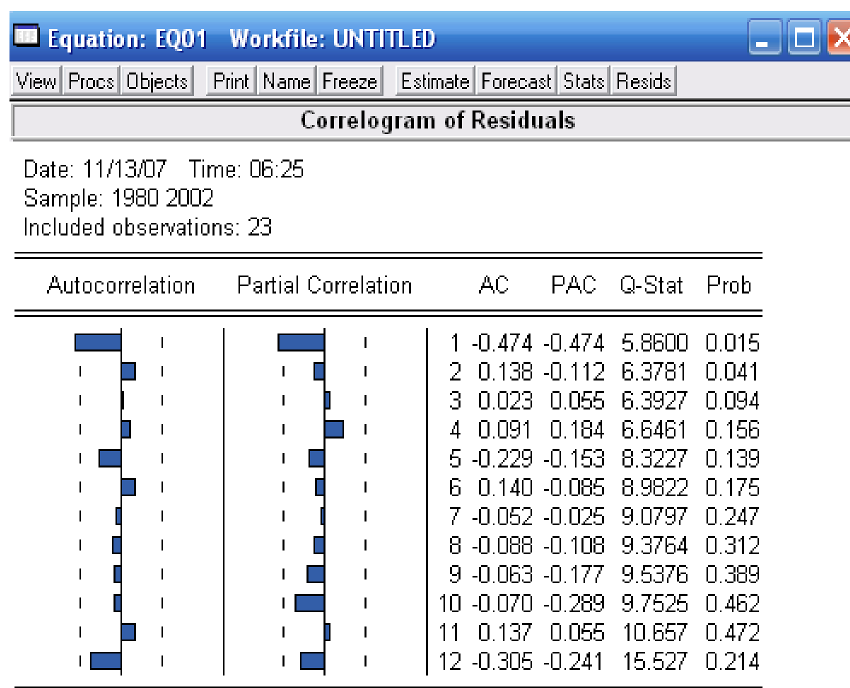
Vous pouvez aussi analyser les 11 autres statistiques du tableau des résultats : « R-squared », « Adjusted R-squared », « S.E. of regression », « Sum of squared resid », « Log likelihood », « Mean dependent var », « S.D. dependent var », « Akaike info criterion », « Schwarz criterion », F-statistic » et « Prob (F-statistic) »), en vous référant à la section : Analyse des 12 statistiques du tableau des résultats.

- Corrélogramme et du Q-Stat de Ljung-Box

Sélectionnez **« View/Residuals Tests/Correlogram-Q-Statistics… »**

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED
Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Coefficient Tests
Residual Tests
Stability Tests
Label
Correlogram - Q-statistics
Correlogram Squared Residuals
Histogram - Normality Test
Serial Correlation LM Test…
ARCH LM Test…
White Heteroskedasticity (no cross terms)
White Heteroskedasticity (cross terms)
Freeze Estimate Forecast Stats Resids

R-squared			
Adjusted R-squared	0.801456	S.D. dependent var	0.117991
S.E. of regression	0.052575	Akaike info criterion	-2.932057
Sum squared resid	0.055282	Schwarz criterion	-2.783949
Log likelihood	36.71866	F-statistic	45.40340
Durbin-Watson stat	2.907581	Prob(F-statistic)	0.000000



Correlogram of Residuals

Date: 11/13/07 Time: 06:25
Sample: 1980 2002
Included observations: 23

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.474	-0.474	5.8600	0.015
2	0.138	-0.112	6.3781	0.041
3	0.023	0.055	6.3927	0.094
4	0.091	0.184	6.6461	0.156
5	-0.229	-0.153	8.3227	0.139
6	0.140	-0.085	8.9822	0.175
7	-0.052	-0.025	9.0797	0.247
8	-0.088	-0.108	9.3764	0.312
9	-0.063	-0.177	9.5376	0.389
10	-0.070	-0.289	9.7525	0.462
11	0.137	0.055	10.657	0.472
12	-0.305	-0.241	15.527	0.214

Ici on constate que seul le premier rectangle du corrélogramme sort de la bande stylisé en pointillés, ce qui indique une auto corrélation de 1.

- Test de Breusch-Godfrey

Sélectionnez « **View/Residuals Tests/ Serial Correlation LM-Test…”**

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED

e | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

- Representations
- Estimation Output
- Actual,Fitted,Residual ▸
- Gradients and Derivatives ▸
- Covariance Matrix
- Coefficient Tests ▸
- Residual Tests ▸
  - Correlogram - Q-statistics
  - Correlogram Squared Residuals
  - Histogram - Normality Test
  - Serial Correlation LM Test…
  - ARCH LM Test…
  - White Heteroskedasticity (no cross terms)
  - White Heteroskedasticity (cross terms)
- Stability Tests ▸
- Label

ONSO)
1
2
ter adjusting endpoints
b.
000
LOG(PRIX) U 319
C 4 902

R-squared	0		308
Adjusted R-squared	0.801456	S.D. dependent var	0.117991
S.E. of regression	0.052575	Akaike info criterion	-2.932057
Sum squared resid	0.055282	Schwarz criterion	-2.783949
Log likelihood	36.71866	F-statistic	45.40340
Durbin-Watson stat	2.907581	Prob(F-statistic)	0.000000

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.664821	Probability	0.027937
Obs*R-squared	5.282458	Probability	0.021541

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 11/13/07 Time: 06:33
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP)	-0.020635	0.082289	-0.250768	0.8047
LOG(PRIX)	0.003583	0.014730	0.243239	0.8104
C	0.509544	2.075719	0.245478	0.8087
RESID(-1)	-0.485045	0.203793	-2.380088	0.0279

La probabilité du test de Breusch-Godfrey est ici de 0,021, qui est inférieure a 0,05=5%, ce qui veut dire qu'on rejette l'hypothèse nulle de non auto corrélation des termes d'erreurs. En d'autres termes, les erreurs sont auto-corrélées d'ordre 1.

3.3.2 Estimation en présence d'auto corrélation des erreurs

Quatre méthodes peuvent être utilisées pour estimer le modèle en cas d'auto corrélation des erreurs :

- Méthode itérative de Cochrane-Orcutt ;
- Méthode Hildreth-Lu ;
- Méthode du maximum de vraisemblance ;
- Méthode des doubles moindres carrés.

Ici nous allons appliquer la méthode itérative de Cochrane-Orcutt. Cliquez sur **Estimate** et ajoutez le terme **AR(1)** à la spécification comme cela est indiqué ci-après.

Equation Specification
Equation specification
Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.
log(conso) log(gdp) log(prix) c ar(1)
Estimation settings
Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)
Sample: 1980 2004
OK
Cancel
Options

Cliquez ensuite sur OK pour valider. Vous obtenez les résultats suivants :

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(CONSO)
Method: Least Squares
Date: 11/13/07 Time: 06:48
Sample(adjusted): 1981 2002
Included observations: 22 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP)	0.859177	0.060857	14.11798	0.0000
LOG(PRIX)	0.005481	0.010228	0.535826	0.5986
C	3.376008	1.539942	2.192295	0.0417
AR(1)	-0.481802	0.202543	-2.378762	0.0286

R-squared	0.849192	Mean dependent var	25.25712
Adjusted R-squared	0.824058	S.D. dependent var	0.112324
S.E. of regression	0.047115	Akaike info criterion	-3.109484
Sum squared resid	0.039957	Schwarz criterion	-2.911112
Log likelihood	38.20432	F-statistic	33.78579
Durbin-Watson stat	2.176783	Prob(F-statistic)	0.000000

3.4 Tests de restrictions sur les coefficients

On a plusieurs types de tests de restrictions :

- Test de significativité globale (test de Fisher) ;
- Test de significativité des coefficients individuel (test de Student) ;
- Test de restrictions linéaires.

3.4.1 Test de significativité globale (test de Fisher)

La statistique de Fisher apparaît directement dans le tableau des résultats. Sa probabilité est inférieure à 0,05, donc les coefficients sont globalement significatifs.

3.4.2 Test de significativité des coefficients individuels (test de Student)

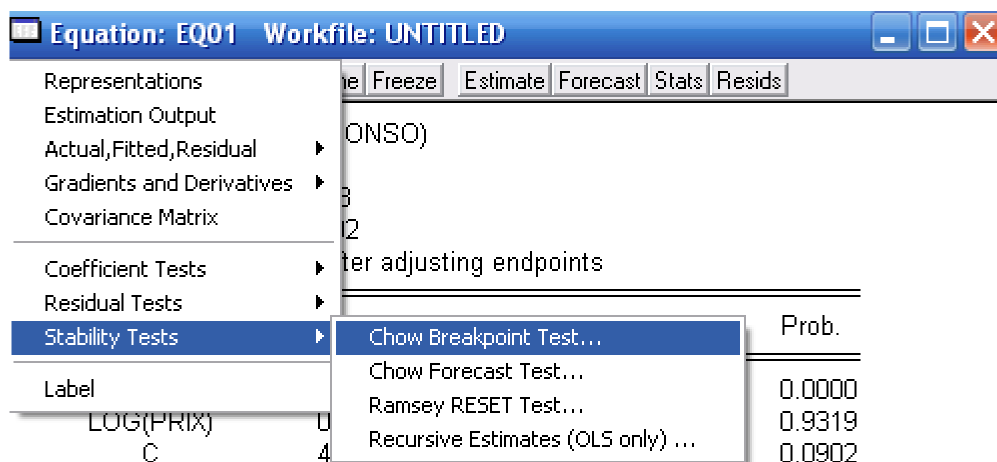
Les coefficients sont individuellement significatifs si leur probabilité est inférieur à 0,05. Ces probabilités apparaissent dans la dernière colonne du tableau des résultats (Prob avant le t-Statistic). Ainsi, seul le coefficient du revenu est significatif dans le modèle. En effet, la Prob de la variable explicative GDP est égal à 0,0000 donc inférieur au seuil de signification de 5% soit 0,05 et la t-Statistic est très largement significatif au delà de 1,96. Par contre la variable explicative PRIX n'est pas significative, sa Prob est supérieur à 0,05 et son t-Statistic largement inférieur à 1,96.

Pour la statistique de Fisher et Student, vous pouvez vous référer à la section : Test de restriction sur les coefficients du texte.

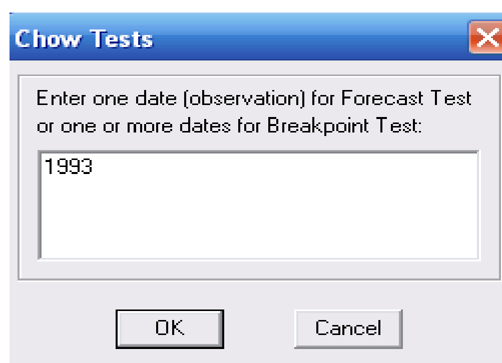
3.5 Tests de stabilité

3.5.1 Tests de Chow

Selectionnez « **View/Stability Test/Chow Breakpoint »…**



A ce niveau, vous devez connaître la tendance de vos séries et repérer le point de rupture que vous devez indiquer dans la fenêtre qui s'ouvre.
Voici l'exemple :



Pour nos données, l'année de rupture est 1993. Cliquez sur OK pour valider. Vous obtenez le tableau ci-dessous :

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED

View | Procs | Objects | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	0.462244	Probability	0.712325
Log likelihood ratio	1.803567	Probability	0.614159

La probabilité du test de Chow est de 0,6141 qui est supérieure à 0,05, donc on accepte l'hypothèse de stabilité structurelle du modèle.

3.5.2 Test CUSUM

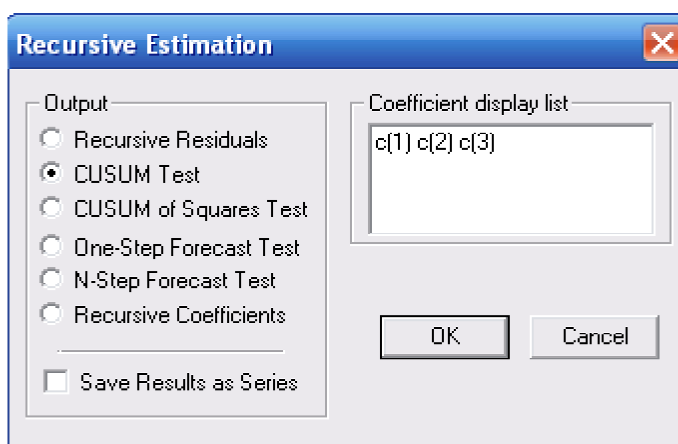
Sélectionnez « **View/Stability Test/Recursive Estimates »…**

Equation: EQ01 Workfile: UNTITLED

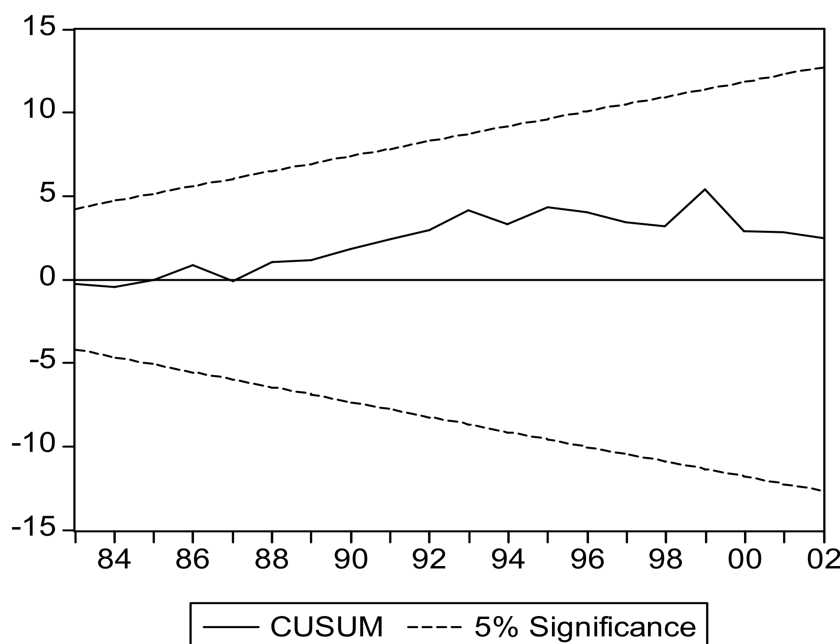
Representations
Estimation Output
Actual,Fitted,Residual
Gradients and Derivatives
Covariance Matrix
Coefficient Tests
Residual Tests
Stability Tests
Label

Chow Breakpoint Test…
Chow Forecast Test…
Ramsey RESET Test…
Recursive Estimates (OLS only) …

Apres avoir sélectionné, cochez CUSUM test comme indiqué ci-dessous :



Cliquez ensuite sur **OK** pour valider et vous obtenez le graphique ci-dessous :



La différence entre le test CUSUM et le test de Chow est que le test de Chow demande qu'on indique l'année de rupture, alors que le test de CUSUM vous l'indique. Si la courbe sort du corridor, il y a instabilité du modèle. Ici, vous constatez que la courbe ne sort pas de la bande, on peut donc conclure que le modèle est stable sur toute la période.

Pour plus de détail sur ces tests, referez-vous à la section : Test de stabilité du texte.

4 RENFORCEMENT DES CAPACITES : MODELE A SIX EQUATIONS (MODELE DE LAWRENCE KLEIN)

L'objectif principal du programme de formation du projet était l'acquisition des concepts et des commandes EViews par les participants afin de traiter un modèle à équations multiples. Le traitement d'un modèle structurel nécessite l'existence d'une base des données, l'estimation des fonctions de comportement, l'insertion des équations comptables et la résolution du modèle.

La formation du projet s'est articulée autour des tâches suivantes :

- Saisie des données sur Excel (feuilles d'entrées) ;
- Estimation des fonctions de comportement :
  - Importation de la base des données par EViews (depuis Excel)
  - Estimation des fonctions de comportement
  - Application des différents tests, interprétation et analyse
- Ecriture de résolution globale du modèle :
  - Insertion des équations comptables
  - Choix du type de simulation
  - Choix de l'algorithme de résolution
  - Test de convergence ou validation du modèle
- Critères d'évaluation du modèle ;
- Méthode de projection ;
  - Choix de projection : statique ou dynamique
  - Choix de la période de projection ou prévisions
  - Traitement des variables exogènes
- Elaboration des scénarios :
  - Scénario central ou solution de base (base line solution)
  - Scénario alternatif I
  - Scénario alternatif II
  - Scénario alternatif III
  - Scénario alternatif IV
- Contrôle des résultats cohérence (introduction des variables de contrôle) :
  - Exportation des résultats de simulation et projections d'EViews vers Excel
  - Construction des tableaux sous Excel (feuilles de sortie)
  - Analyse des politiques d'impacts
  - Mise à jour du modèle

Lors de la formation, on a utilisé un modèle à six équations. A cet effet, et dans un livre publié en 1950, Lawrence Klein a présenté un modèle macro-économique pour l'économie américaine sur la période 1921-1941. Ce modèle fournit un excellent exemple pédagogique des problèmes d'estimation et de simulation dans le cadre des modèles macro-économétriques à équations simultanées.

La forme structurelle de ce modèle est la suivante:

$$Cons_t = a_0 + a_1 P_t + a_2 P_{t-1} + a_3 (W_t^p + W_t^g) + \varepsilon_{1t} \quad \textbf{(1)}$$
$$I_t = b_0 + b_1 P_t + b_2 P_{t-1} + b_3 K_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \textbf{(2)}$$
$$W_t^p = c_0 + c_1 X_t + c_2 X_{t-1} + c_3 t + \varepsilon_{3t} \quad \textbf{(3)}$$
$$X_t = Cons_t + I_t + G_t \quad \textbf{(4)}$$
$$P_t = X_t - Tax_t - W_t^p \quad \textbf{(5)}$$
$$K_t = I_t + K_{t-1} \quad \textbf{(6)}$$

où

$Cons_t$ = consommation pour l'année *t* ;

P_t = profits réalisés par les entreprises privées à l'année *t*;

W_t^p = masse salariale du secteur privé pour l'année *t* ;

W_t^g = masse salariale de l'administration publique pour l'année *t*;

I_t = investissements de l'année *t* ;

K_t = stock de capital en fin de l'année *t* ;

X_t = production industrielle de l'année *t* ;

G_t = dépenses publiques hors salaires de l'année *t* ;

Tax_t = taxes sur les profits des entreprises de l'année *t*.

<u>Travail à faire</u>

- Distinguez les variables endogènes et les variables exogènes de ce modèle.
- Estimez les équations individuelles et procédez aux différents tests.
- Constituez un objet modèle sous EViews pour simuler le modèle de Klein.
- Simulez le modèle sous les hypothèses suivantes :

✓ Scénario 1 : Hausse de la masse salariale W_t^g de 1 milliard, maintenue sur les 4 années à venir, les autres variables exogènes restant constantes.

- ✓ Scénario 2 : Hausse des dépenses publiques non salariales G_t de 1 milliard maintenue sur les 4 années à venir, les autres variables exogènes restant constantes.
- ✓ Scénario 3 : Baisse des taxes Tax_t de 2 milliards en 1942 est maintenue jusqu'en 1945.
- ✓ Scénario 4: Hausse de la masse salariale W_t^g et des taxes Tax_t de 1 milliard sur les 4 années à venir, les autres variables exogènes restant constantes.

Comparez ces différents scénarios. Lequel de ces quatre scénarios a le plus d'impact sur la production ? Et sur la consommation ? Examinez l'évolution du solde budgétaire et discutez les résultats des simulations.

Si on se fixe un objectif de croissance annuelle de 10% sur les quatre années à venir, déterminez les mesures de politiques budgétaires pouvant être mises en œuvre pour atteindre un tel objectif. Il s'agit de déterminer pour chaque variable budgétaire (dépenses publiques, salaires ou taxes), la trajectoire compatible avec l'objectif de croissance de 10% de la production.

4.1 Saisie, importation et estimations du modèle

Procédez, en vous inspirant des procédures et des étapes du modèle à une équation (section II). Lors des séances de formation du projet, les 21 cadres qui ont travaillé regroupés en cinq équipes ont fait la saisie des données, importé les données et estimé les trois fonctions de comportement du modèle et ont procédé à tous les tests (test diagnostic sur les résidus, test de restriction sur les coefficients et test de stabilité). Les cinq équipes ont exécuté ces tâches sans difficultés et d'une manière tout à fait indépendante.

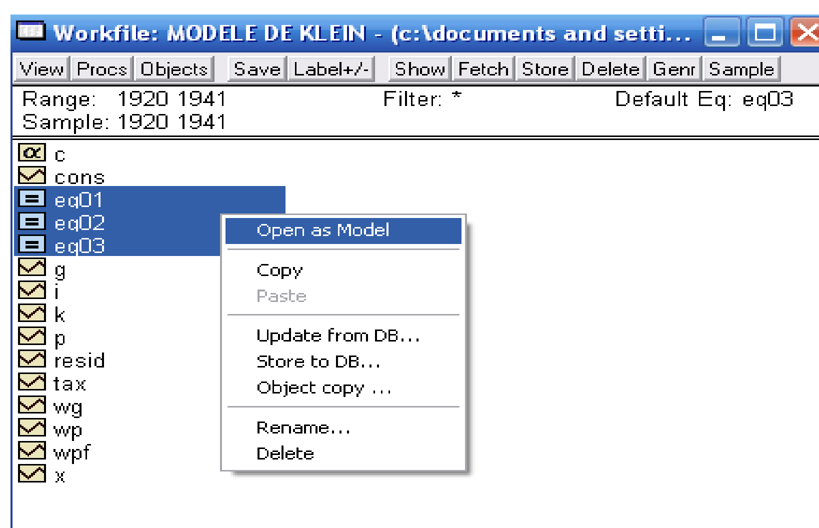
4.2 Ecriture globale et résolution du modèle sous Eviews

Le modèle que vous avez est un modèle à six équations, dont 3 fonctions de comportements et trois identités comptables. Il est donc nécessaire de bien distinguer entre les variables endogènes (expliquées) et les variables exogènes. Le nombre d'équations doit être toujours égal au nombre des variables endogènes, chaque équation étant associée à une variable endogène.

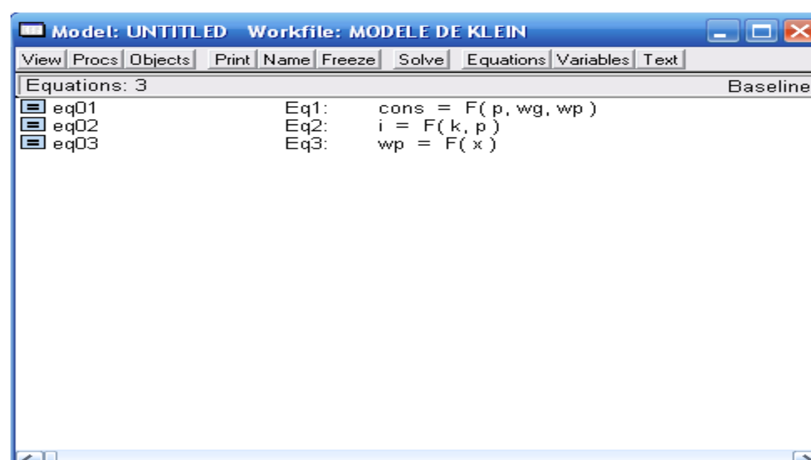
D'autres éléments doivent être pris en compte lors de la résolution du modèle, notamment le type de simulation, le choix de l'algorithme et l'élaboration de scénarios.

4.2.1 Insertion des fonctions de comportement et des équations comptables

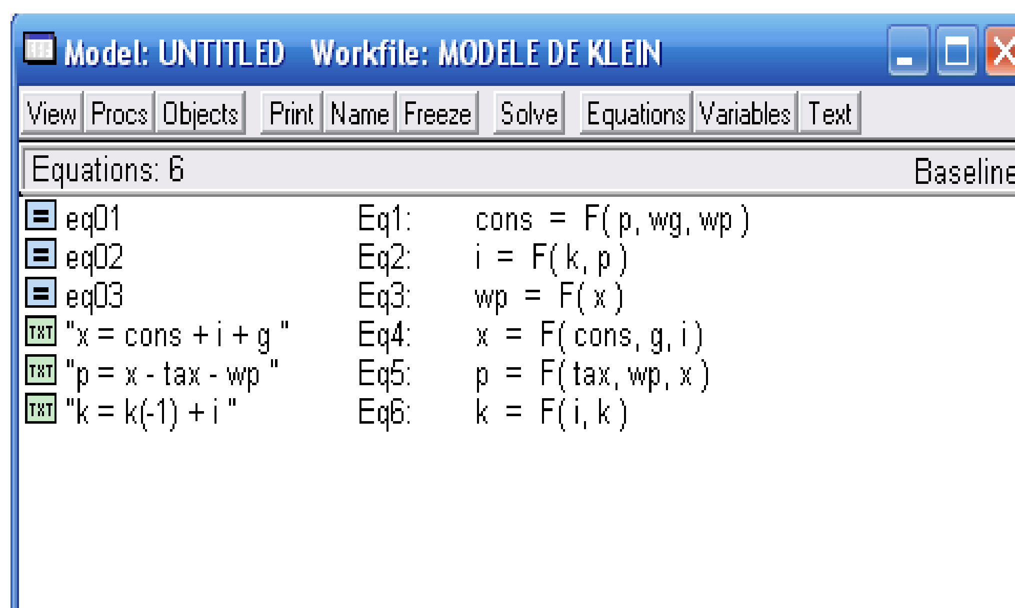
Cette section constitue l'étape de la résolution du modèle. Elle consiste à insérer les fonctions de comportement et les équations comptables. Pour insérer les fonctions de comportement déjà estimées, sélectionner ces équations dans le « workfile », et sélectionner « **Open as Model »**.



Lorsque vous validez vous obtenez la fenêtre ci-dessous :



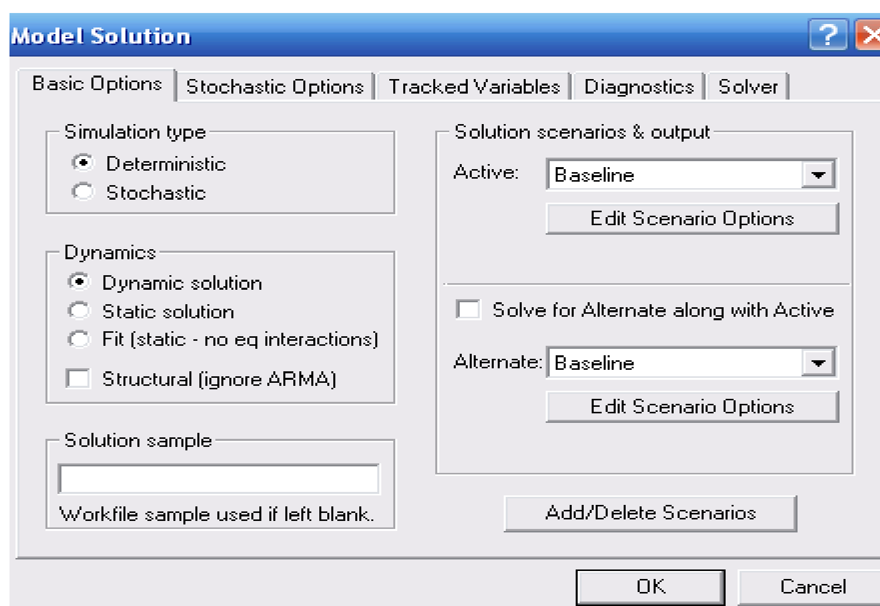
Maintenant, nous allons insérer les identités comptables. Pour cela, cliquez droit dans le modèle, sélectionnez « **Insert** ». Une fenêtre s'ouvre et vous y tapez les équations comptables. A la fin, cliquez sur OK pour valider. Vous obtiendrez ce qui suit.



4.2.2 *Choix de simulation et de l'algorithme*

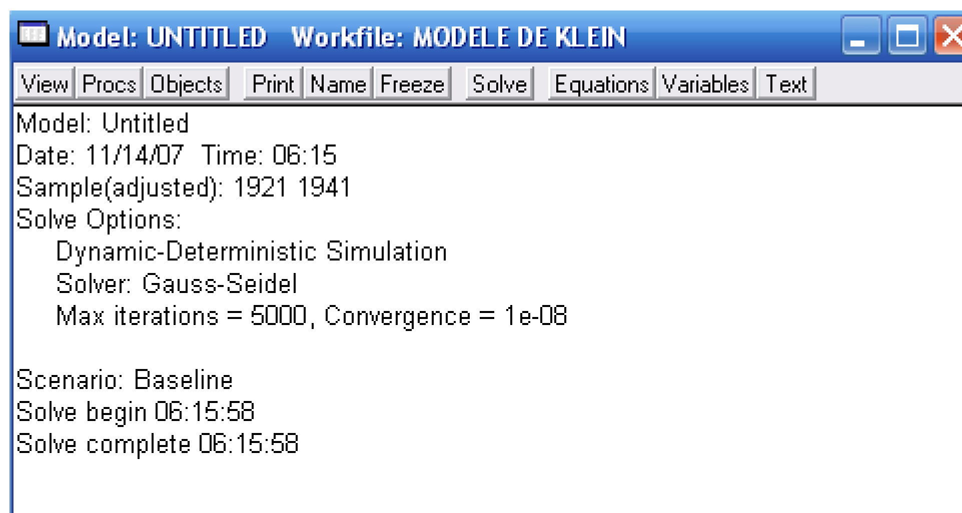
EViews offre deux types de simulations : la simulation déterministe et la simulation stochastique, et la solution statique ou dynamique. De même, EViews vous offre deux types d'algorithmes de résolution du modèle : Gauss-Seidel et Newton. Nous allons choisir l'algorithme de Gauss-Seidel et la simulation dynamique déterministe.

Pour résoudre le modèle (recherche de la solution mathématique du modèle), cliquez sur « **Solve** » et vous obtenez l'écran suivant :



Vous remarquerez à droite dans le petit rectangle « **Baseline »** qui indique qu'il s'agit de la solution de base (« Baseline solution »).

Quand vous cliquez sur OK pour valider, EViews vous affiche un message indiquant le nombre d'itérations, l'algorithme et le type de simulation utilisés ainsi que les dates de début et de fin de résolution. Pour plus de détail, referez-vous à la section : Simulation.

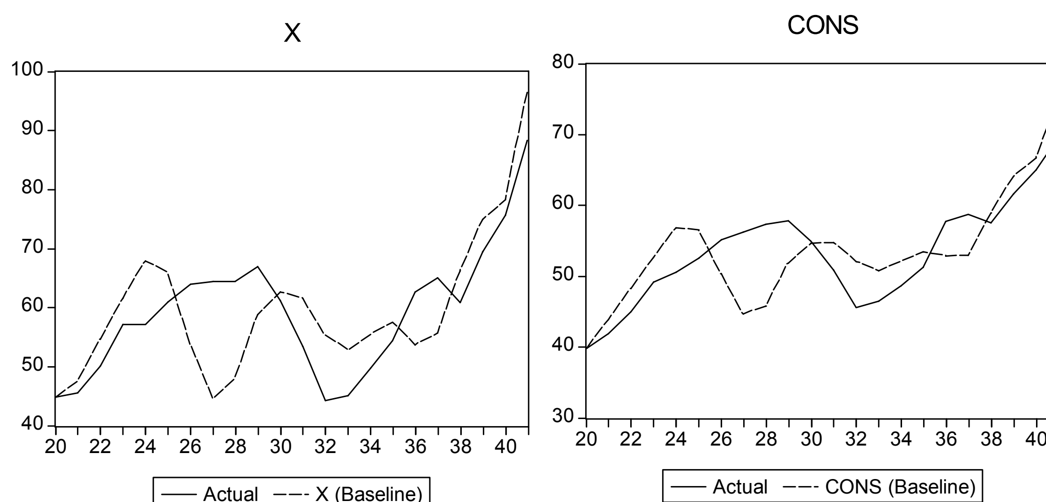


En regardant ce tableau vous avez l'assurance que votre modèle a passé le test de convergence et que la solution mathématique du modèle a été trouvée (cette procédure s'appelle aussi la validation du modèle).

Toutefois, on n'a aucune preuve que le modèle est capable de reproduire les valeurs historiques, c'est-à-dire la comparaison entre les valeurs simulées par le modèle et celles observées. Pour ce faire, vous pouvez procéder aux critères d'évaluation suivants :

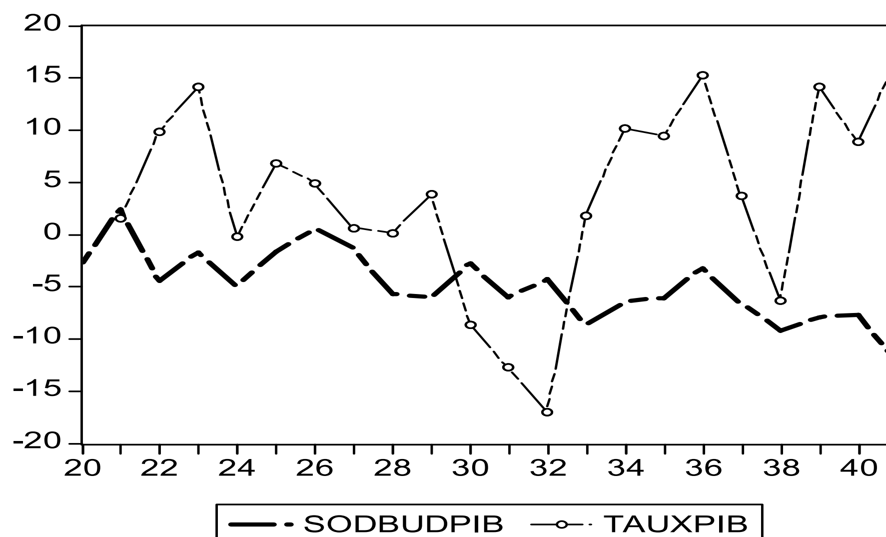
- Root Mean Squared Error (Racine de l'Erreur Quadratique Moyenne) ;
- Mean Absolute Error (Erreur Absolue Moyen) ;
- Theil Inequality Coefficient (Coefficient d'Inégalité de Theil).

Pour plus de détail sur les critères d'évaluation du modèle; racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et le coefficient d'inégalité de Theil (U), referez-vous à la section : Simulation.



Ce que nous venons de faire, c'est ce qu'on appelle la simulation historique. La solution du modèle comporte la période historique (1920-1941). Contrairement à l'idée malencontreusement répandue, la simulation historique offre aussi la possibilité d'évaluer et de quantifier des politiques économiques alternatives. Par exemple, dans ce modèle nous avons 3 variables exogènes (G, Wg et Tax).

Dans l'exemple, la politique budgétaire poursuivie a été expansionniste comme en témoigne l'évolution du solde budgétaire :



Cette politique a engendré des déficits budgétaires persistants avec des taux de croissance économiques globalement positifs.

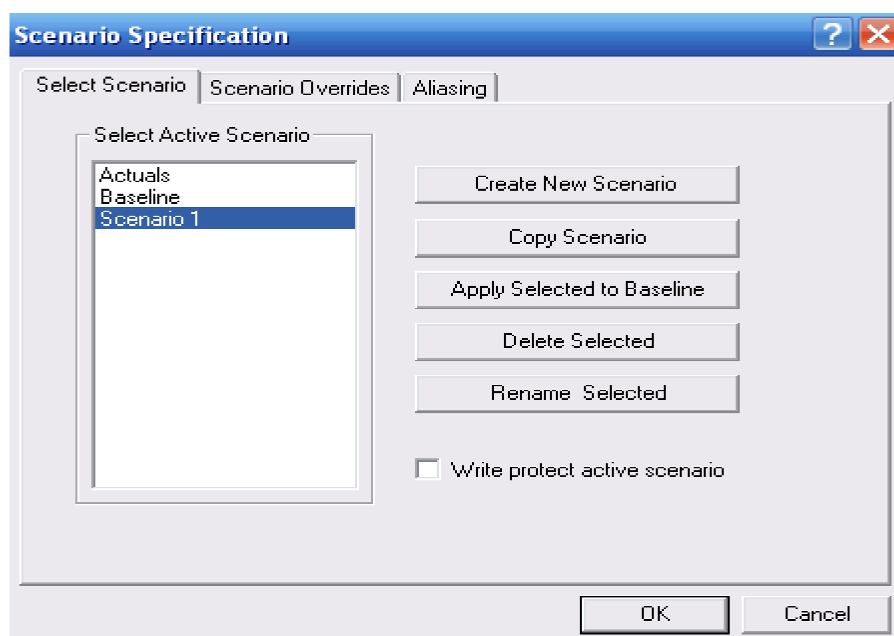
Que ce serait-il passé si le gouvernement avait poursuivit une politique budgétaire restrictive ?

4.3 Elaboration des scénarios et projections

Dans cette section, nous simulerons les 4 scenarios suivants :

- ✓ Scénario 1 : Hausse de la masse salariale W_t^g de 1 milliard, maintenue sur les 4 années à venir, les autres variables exogènes restant constantes ;
- ✓ Scénario 2 : Hausse de dépenses publiques non salariales G_t de 1 milliard maintenue sur les 4 années à venir, les autres variables exogènes restant constantes ;
- ✓ Scénario 3 : Baisse des impôts Tax_t de 2 milliards en 1942 est maintenue jusqu'en 1945 ;
- ✓ Scénario 4: Hausse de la masse salariale W_t^g et des impôts Tax_t de 1 milliard sur les 4 années à venir, les autres variables exogènes restant constantes.

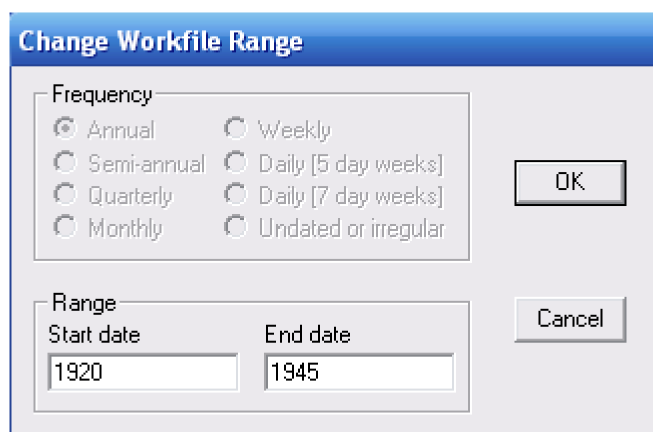
Pendant les séances de formation du projet en 2007, nous avons procédé avec les autorités burundaises à des simulations des quatre scénarios (7-8-9-10eme sessions). Ici, nous répétons les étapes pour le scénario 1. Pour créer un scénario, sélectionnez « **View/Scenario** » et une fenêtre va s'ouvrir. Cliquer sur « **Create New Scenario ».**



Cliquer ensuite su OK pour valider.

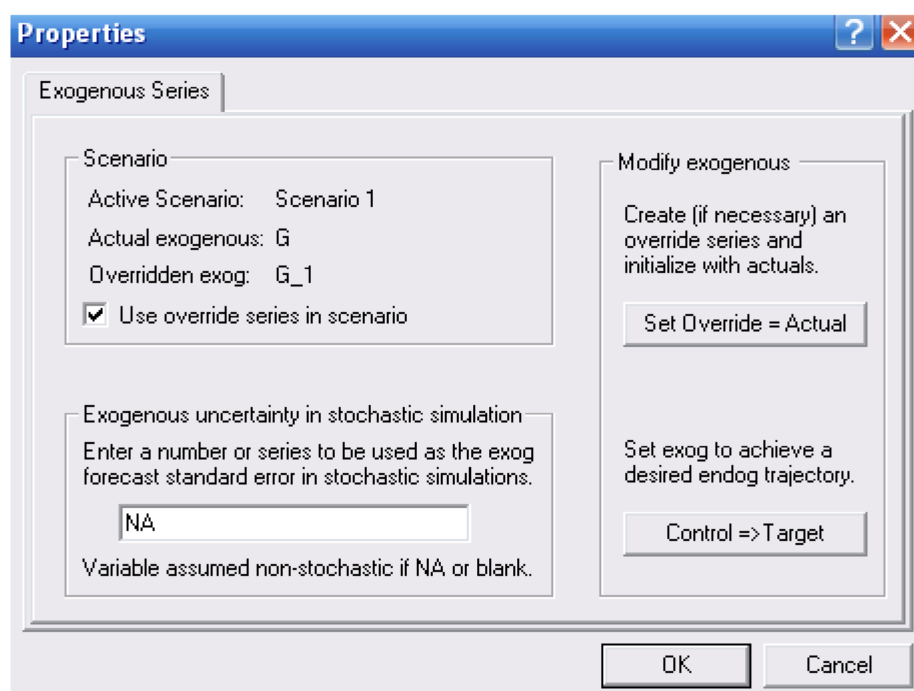
Maintenant il faut préciser les valeurs prises par les 3 variables exogènes sur la période de projection. Dans le scénario 1, les salaires de l'administration publique (Wg) augmentent de 1 milliard en 1942 et restent constantes sur les périodes suivantes. Notez que les autres variables exogènes (G et Tax) gardent leurs valeurs actuelles.

La première des choses à faire, c'est d'étendre l'échantillon, c'est-à-dire d'ajouter à la période historique la période de projection. Ici on va jusqu'en 1945. Double cliquer sur le « Range » et taper 1945 dans la fenêtre « **End date »**.



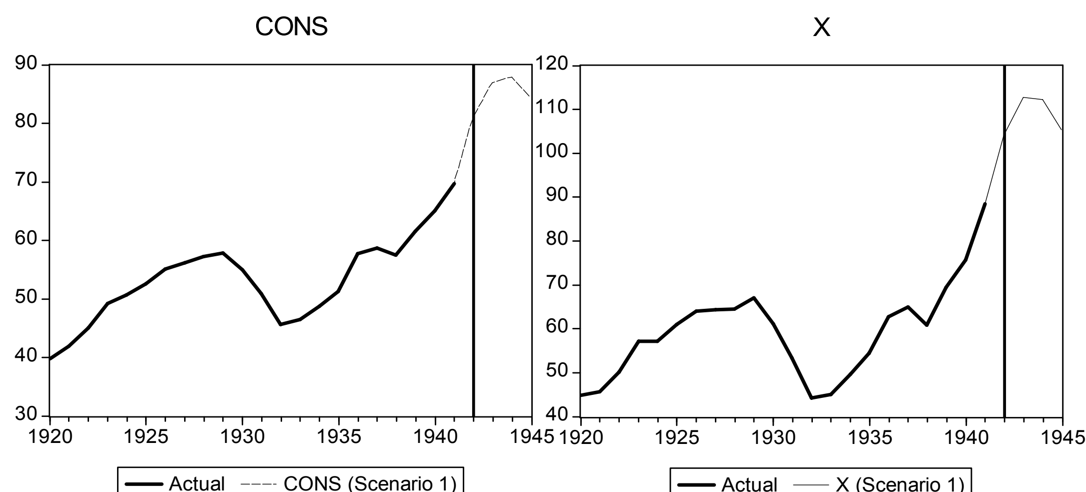
Cliquez su OK pour valider.

Ensuite, il faut générer les valeurs des trois variables exogènes sur la période de projection. Pour éviter d'écraser les valeurs initiales, on va créer de nouvelles variables associées à chaque scénario. Pour cela, cliquez sur la variable G, faites clic droit, sélectionnez « **Properties »**. Un écran s'ouvre, cochez « **Use Override Series in Scenario »***.* Lorsque vous cochez, un message vous demande de créer la variable G_1, cliquez sur « **Yes ».**



Lorsque vous cliquez sur OK, la variable G_1 apparaît dans le « workfile », vous pouvez l'ouvrir et entrer les valeurs pour la période de projection (ajoutez 1 milliard à la valeur de 1941 pour avoir celle de 1942 et recopiez cette valeur pour les autres années suivantes). Vous pouvez utiliser la commande « **Generate Series »** dans le menu « **Quick »**.

Procédez de la même façon avec les deux autres variables exogènes Wg et Tax.

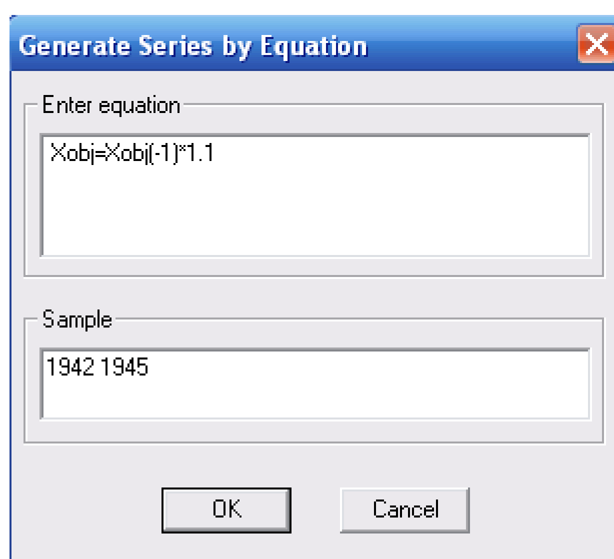


Si on se fixe un objectif de croissance annuelle de 10% sur les quatre années à venir, déterminez les mesures de politique budgétaire pouvant être mise en œuvre pour atteindre un tel objectif. Il s'agit de déterminer pour chaque variable budgétaire (dépenses publiques, salaires ou impôts), la trajectoire compatible avec l'objectif de croissance de 10% de la production.

C'est ce genre de question qui vous sera souvent posé. Par exemple, cette question préoccupe beaucoup de gouvernements, notamment en Afrique par rapport aux Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD) : pour atteindre l'objectif de réduction de la pauvreté de moitié d'ici à 2015, quelle doit être le taux de croissance économique et la politique budgétaire et monétaire compatible avec cet objectif ?

Revenons maintenant à la question de l'exercice et voici comment vous pouvez y répondre.

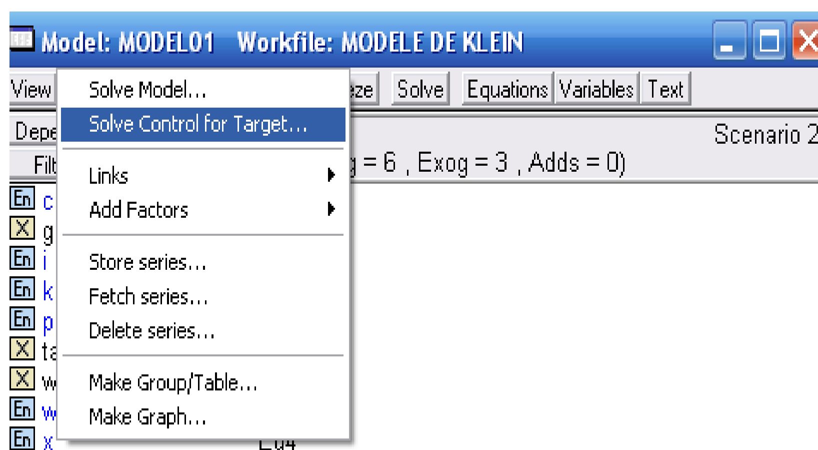
Ici l'objectif de 10% du taux de croissance impose une trajectoire de croissance au PIB. Il faut donc générer cette variable sur la période de projection en utilisant le menu « Quick/Generate Series ».



Apres avoir entré l'équation, cliquez sur OK pour valider.

Nous allons créer un scénario pour cette simulation. Sélectionnez « **View/Scenarios** ».
Les trois variables de politiques sont G, Tax et Wg. Nous devons faire un choix de la variable de politique qui nous permettra le bouclage du modèle. Ici on a choisi les salaires du secteur public Wg et les deux autres variables gardent leurs valeurs actuelles.

Sélectionnez « **Procs/Solve for Target »** comme indiqué ci-dessous.



Quand vous cliquez sur « **Solve for Target »,** vous obtenez la fenêtre suivante :

Solve Control Variable

Solve for values of Control Variable: Wg
so model solves the Target Variable: X
to the values of the Trajectory Series: Xobj

Sample
1942 1945

OK Cancel

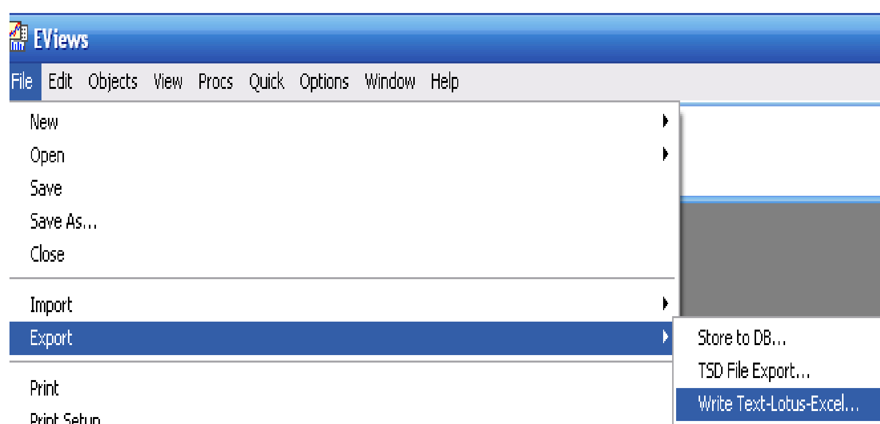
Vous devez renseigner les champs en blanc. Dans le champ « **Solve for values of Control Variable »**, vous devez mettre notre variable contrôle Wg. Dans le deuxième champ, vous entrez le « **Target variable »** qui est notre variable cible X. Enfin, dans le dernier champ, indiquez le sentier de la variable cible sur la période de projection. Cliquez sur OK pour valider.

Lorsque vous validez, vous obtenez l'évolution de Wg sur la période de projection compatible avec le taux de croissance de X.

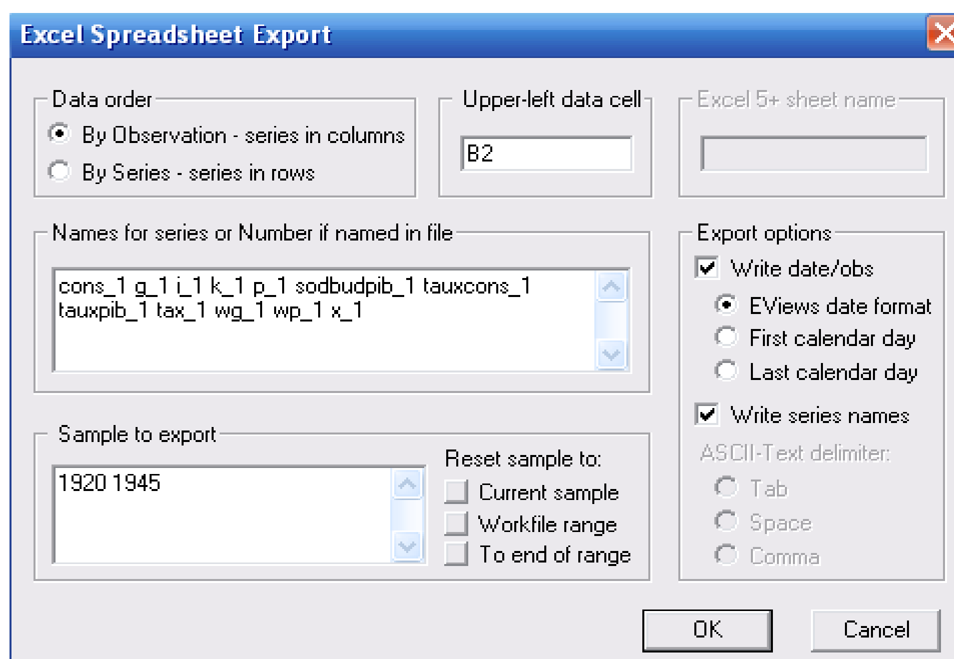
4.4 Exportation des résultats, des simulations et projections d'Eviews vers Excel (feuilles de sortie)

Les résultats des simulations et projections peuvent être analysés directement dans EViews, mais il est conseillé de les exporter vers EXCEL pour constituer les tableaux (feuille de sortie). Ces tableaux vous seront d'une grande utilité car c'est à partir de ces tableaux que vous ferez l'analyse des politiques d'impact.

Pour transférer des données d'EViews vers EXCEL, sélectionnez les variables que vous voulez transférer. Allez ensuite dans « **File/Export/Write Text-Lotus-Excel »**.



A la suite de cette opération, une fenêtre apparaît ou vous devez indiquer le nom du fichier Excel. Dans notre exemple, nous l'avons appelé *Résultats simulation*.

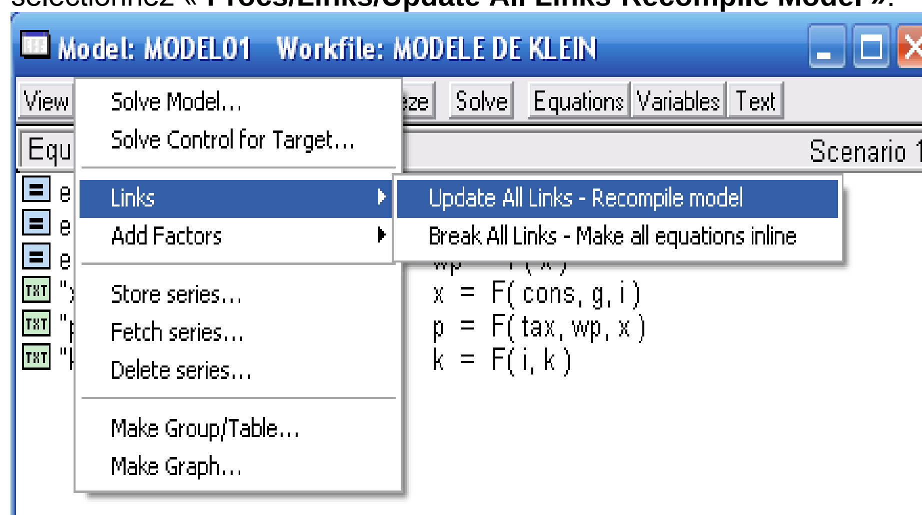


Avant de valider, assurez-vous que toutes vos variables apparaissent bien dans le rectangle. Cliquez sur OK et vos données seront transférées vers EXCEL. Vous pouvez aller dans Excel pour ouvrir le fichier et voir vos données.

5 MISE A JOUR DU MODELE

La mise à jour d'un modèle est nécessaire pour plusieurs raisons. D'abord, les données statistiques historiques sont révisées et des nouvelles données deviennent disponibles au moins une fois par an, par trimestre ou par mois selon les pays. La disponibilité de ces nouvelles données statistiques doit être injectée dans le modèle. Ceci implique que toutes les fonctions de comportement doivent être ré-estimées et les équations comptables réactualisées. Ensuite, les mutations économiques appellent souvent à une actualisation du modèle, qui impose la modification du modèle avec l'introduction des quelques nouvelles fonctions de comportement. Enfin, des chocs ou de nouveaux enjeux économiques peuvent être intégrés dans le modèle. Il est courant de mettre à jour le modèle au moins une fois par an pour les modèles annuels.

Après avoir intégré toutes nouvelles données quantitatives et qualitatives, sélectionnez « **Procs/Links/Update All Links-Recompile Model** ».



Une fois le modèle est mis à jour, on peut lancer la résolution et procéder aux projections ou à de nouvelles simulations de politiques économiques.

6 TRAITEMENT INFORMATIQUE DU MODELE INPLABURA

Le traitement du modèle INPLABURA dans le cadre du projet a commencé à la 11ème session de formation en 2007. Les participants à la formation ont été organisés en cinq groupes par l'Assistant Technique autour des 9 modules du modèle INPLABURA.

Groupe I : Remy Keza (MPDRN), Rose Ryanyeninka (MPDRN), Gratien Ninteretshe (MINFIN), Jeanine Nkunzimana (MPDRN). Cette équipe s'est occupée des 4 Modules du secteur réel : Ressources (offre des biens et services), Emploi des ressources (demande finale des biens et services), Prix relatifs et Marché du travail, emploi et chômage.

Groupe II : Terence Ntabangana (MPDRN), Jean-Luc Nkurikiye (MINFIN), Bernard Barazi (MININ), Jean-Marie Bazombanza(MPDRN). Ce groupe était responsable du Module Finances Publiques.

Groupe III : Germaine Nsengiyumva (MPDRN), Mathias Ngendakuriyo (BRB), Jean-Michel Nkengurutshe (MPDRN), Elisabeth Kennedy (SP/REFES). L'équipe était assignée à deux Modules : Balance des paiements et Gestion de la dette extérieure.

Groupe IV : Faustin Habimana (MPDRN), Balthazar Fengure (MPDRN), Felix Niyonzima (BRB), Salomon Nsabimana (Université du Grand lac). Le groupe s'est occupé du Module : la Situation Monétaire.

Groupe V : Amy Mawson (MPDRN), Prosper Niyongabo (MPDRN), Leonidas bigirimana (MINEDU), Sosthene Hicuburundi (MINSAN), Isidore Sindayikengera (MPDRN), Spes Nahayo (SP/REFES), Didier Astyanax NTIRORANYA (MPDRN). Cette équipe était responsable du Module : Secteur social (Pauvreté, Education, Santé).

Des 23 cadres prévus, seulement deux (Leonidas Bigirimana et Sosthene Hicuburundi) n'ont pas pu assister aux ateliers de formation. Les 21 cadres ont participés à tous les ateliers de formation. En ce qui concerne le modèle INPLABURA, ils ont exécuté les tâches suivantes :

- Construction de la base ou banque des données statistiques ;
- Saisie des données sur Excel (feuilles d'entrées) ;
- Etape d'estimation :
  - Importation de la base des données par EViews (depuis Excel)
  - Estimation des fonctions de comportement
- Ecriture de résolution globale du modèle :
  - Insertion des équations comptables
  - Choix du type de simulation
  - Choix de l'algorithme de résolution

- Test de convergence ou validation du modèle.

Les tâches ci-dessous n'ont pas été accomplies par les cinq groupes:

- Application des différents tests (test diagnostic sur les résidus, test de restriction sur les coefficients et test de stabilité), interprétation et analyse ;
- Critères d'évaluation du modèle ;
- Méthode de projection :
  - Choix de projection : statique ou dynamique
  - Choix de la période de projection ou prévisions
  - Traitement des variables exogènes
- Elaboration des scénarios :
  - Scénario central ou solution de base (base line solution)
  - Scénario alternatif I
  - Scénario alternatif II
- Contrôle des résultats et cohérence des prévisions (introduction des variables de contrôle) ;
- Exportation des résultats de simulation et projections d'EViews vers Excel ;
- Construction des tableaux sous Excel (feuilles de sortie) ;
- Analyse des politiques d'impacts ;
- Mise à jour du modèle.

6.1 Construction de la base des données

La construction de la base des données sous Excel a été fastidieuse et a pris sept sessions. Compte tenu de la taille du modèle INPLABURA, il fallait collecter au minimum 267 variables.

Lors des séances de formation du projet, les cinq groupes constitués autour des 9 Modules du modèle ont construit leur base des données respectives. Chaque groupe avait la liste des variables de son Module respectif. Le groupe devait faire l'inventaire des données disponibles puis identifier les données manquantes. Beaucoup des données statistiques manquaient. Des solutions ont été préconisées pour combler le vide. Avec un succès relatif, les différents groupes ont pu trouver quelques données manquantes. Par exemple, le groupe V (secteur social) a collecté des séries sur le taux de scolarisation à l'école primaire, taux d'urbanisme par rapport à la population totale, taux de mortalité infantile. Les séries des Modules : situation monétaire, finances publiques et balance des paiements étaient disponibles, mais d'une manière discontinue.
Par exemple, pour les finances publiques, à cause des impôts qui ont été supprimés et d'autres introduits, il s'est avéré difficile de reconstituer les séries.

Certains dons de la communauté international ont cessé d'exister. La variation de l'aide publique au développement, tout comme la variation du commerce

extérieur (principale source des recettes budgétaires), ont affecté la série des recettes budgétaires, à cause de la variation des taxes à l'importation (droits d'entrée et fiscaux) et taxes à l'exportation.

Les séries du Module « balance des paiements » a posé aussi quelques difficultés. D'abord, le Burundi étant un pays enclavé, le commerce de transit (ré-export et ré-import, les produits exportés et importés du Burundi passent par des pays tiers) joue un grand rôle. Ensuite, le Burundi est passé de régime de change multiple (taux de change officiel à deux guichets et le taux de change parallèle) au régime de change flottant administré. Ceci créé des distorsions et discontinuités dans les séries : exports, imports et prix relatifs.

Le secteur réel a posé beaucoup de défis. Le groupe I avait un fardeau très lourd : sur les 267 variables, le groupe de participants devait fournir 109 variables. Plusieurs données statistiques manquaient ou n'étaient pas entièrement exploitables. Par exemple, le volume des investissements –force motrice du modèle INPLABURA- était disponible partiellement. Les investissements privés n'étaient pas disponibles.

Même les investissements qui étaient disponibles ont nécessité beaucoup de travail d'ajustement. Le programme d'investissements publics (PIP), souffre des quelques limitations. D'abord, le PIP est reparti selon les administrations, pas selon les secteurs économiques. Ensuite, le PIP tel qu'il est conçu est actuellement un fourre-tout. En effet, le PIP inclut sans distinction la formation brute de capital fixe (équipements ou machines, construction, infrastructure pour le transport et les communications) et la variation de stock. Par exemple, si le gouvernement construit une route, le PIP met dans le même panier les investissements fixes mais aussi les frais des missions des experts, les études de faisabilité, les salaires et l'approvisionnement en matière première. Ensuite le PIP ne distingue pas non plus les transferts courants et en capital dont bénéficie le secteur public. Le transfert courant est un transfert (souvent en liquide) qui peut être consommé (dépensé), donc ce genre de transfert ne doit pas être considéré comme un investissement. Le transfert en capital concerne les biens des capitaux (équipements). Par exemple, si un pays reçoit de l'aide ou des dons et l'utilise pour financer un barrage hydroélectrique en construction, cette aide doit être considérée comme un transfert en capital. Il en est de même pour l'allégement et l'annulation de la dette extérieure qui sont considérées comme transferts en capital, à condition que les ressources ainsi libérées soient affectées aux investissements productifs pas à la consommation. Enfin, la clé de répartition ou d'allocation et le volume et rythme de dosage des investissements publics vers les administrations n'est pas clairement définie et n'était pas disponible lors de la mise en œuvre de notre projet en 2007.

Or, la disponibilité de cette clé de répartition aurait pu aider le groupe I à mieux allouer les investissements vers les secteurs économiques.

Les données statistiques de demande de travail étaient disponibles mais pas reparties selon les secteurs économiques. Lors de l'atelier de formation, le groupe I a alloué la demande de travail totale sur les 19 secteurs qui constituent –selon la comptabilité nationale- la structure de production du pays.

Lors du choix de l'année de base pour les variables réelles (toutes les variables réelles des différents modules devaient avoir la même année de base), plusieurs problèmes se sont posés. Beaucoup de séries réelles avaient trois années de base différentes. Il a fallu reconstituer ces séries en les ramenant à l'année de base 1996. Les séries des prix mondiaux, comme le prix du pétrole avait comme année de base l'année 2006, tout comme les séries de taux d'intérêts LIBOR. Tous les indices de prix ont été ramenés à l'année de base 1996.

Il fallait ensuite consolider la base centrale des données à partir des bases des données sectorielles, que les différents groupes de participants avaient établies. La base centrale était nécessaire pour permettre aux 5 groupes d'avoir accès aux données et compléter leur propre base des données. Par exemple, le groupe V (secteur social) avait besoin des données sur le PIB réel, son taux de croissance et sur l'indice d'ouverture du commerce extérieur. Ces données provenaient du secteur réel et de la balance des paiements. Le groupe II (finances publiques) avait besoin des données sur le PIB nominal, l'indice des prix à la consommation, le taux de croissance du PIB nominal et les élasticités de revenu que seul le groupe I pouvait lui donner. En fait les cinq groupes étaient interdépendants et ont très bien coopéré.

Pour assurer la cohérence des données, il fallait procéder à des réconciliations, notamment entre le secteur réel (comptes nationaux) et la balance des paiements, entre la situation monétaire, la balance des paiements et les finances publiques.

Le groupe I (secteur réel) avait une double réconciliation à faire, au niveau des comptes nationaux. Ceci est lié à la structure du modèle INPLABURA. Quand un modèle est exclusivement un modèle d'offre (ressources) ou de demande finale des biens et services (emplois), le problème de réconciliation ne se pose vraiment pas. Le modélisateur doit simplement veiller à la consistance interne du module d'offre ou de demande. Mais quand le modèle est à la fois un modèle d'offre et de demande –ce qui est le cas du modèle INPLABURA- le modélisateur doit vérifier s'il y a des écarts entre les données statistiques des ressources (offre) et emplois (demande).

La condition d'équilibre d'un modèle à la fois d'offre et de demande impose que l'offre soit égale à la demande (ressources = emplois). Or cet équilibre n'est jamais établit dans la plupart des comptes nationaux. La raison est imputable à la méthode de calcul du PIB. Il y a trois méthodes pour calculer le PIB : la méthode de production (somme des valeurs ajoutées), la méthode des revenus et la méthode par la demande (pour plus de détail, voir Rapport sur la formation

des cadres à l'utilisation du modèle proposé : modèle d'Information et de Planification du Burundi Rénové et Aménagé (INPLABURA), Juillet 2007, E1113, SOFRECO, page 22).

Pour diverses raisons, ces trois méthodes n'aboutissent jamais à une valeur identique du PIB. Et ceci même dans les pays bénéficiant d'un appareil statistique très sophistiqué.

Aux Etats Unis, par exemple, ce problème persiste depuis des décennies et les tentatives de réconciliation entre les trois méthodes ont souvent échoué. En 2004, Lawrence Klein et Suleyman Ozmucur –tous deux de l'université de Pennsylvanie et membres du projet LINK- publient la spécification de leur nouveau modèle : « The University of Pennsylvania Models for High-frequency Macroeconomic Modelling », qui aide l'université à faire des simulations, prévisions et l'analyse des politiques d'impact, pour l'économie américaine. Ils préviennent le lecteur, en indiquant que la valeur du PIB des Etats-Unis variait d'une méthode à l'autre. Et que par exemple, la différence du PIB trimestriel entre la méthode des revenus et la méthode de demande s'élevait -rien que pour le quatrième trimestre- à 186 milliards des dollars américains (page 5). Ils précisent que ce montant exprimé en pourcentage du PIB américain, est probablement négligeable, mais est énorme en termes absolus. Ce montant est aussi important que la plupart des montants alloués aux divers programmes de stabilisation de l'économie américaine. L'écart du PIB entre les différentes méthodes est souvent en partie responsable de l'erreur de mesure : quand il est négatif, le PIB est sous-estimé et quand il est positif, le PIB est surestimé.

D'autres variables sont aussi affectées comme le déflateur implicite du PIB, le PIB nominal et les équations dans lesquelles le PIB apparaît comme variables explicatives. On perçoit bien l'importance du processus de réconciliation auquel le modélisateur doit impérativement s'atteler.

Dans le modèle INPLABURA, le PIB (ressources ou offre) est obtenu par la méthode de production et le PIB (emplois) est le résultat de la méthode par la demande. Le groupe I s'est attelé à réconcilier les deux méthodes. Le tableau statistique des ressources (offre) a été épluché tout comme celui des emplois (demande) et le groupe I a éliminé l'écart qui subsistait entre l'offre et la demande.

Il y a avait des problèmes de réconciliation entre le groupe I (secteur réel) et le groupe III (balance des paiements). La méthode du PIB par la demande, utilise deux agrégats macroéconomiques : le revenu national brut (RNB) et le revenu national disponible brut (RNDB). Le RNB établit la relation entre le PIB et les revenus des facteurs de production (dividende des investissements directs, paiements des intérêts, reçus-versés, sur des prêts ou emprunts externes). Les liens qui lient le RNDB sont les transferts sans contreparties ou unilatéraux (aide publique non-remboursable ou dons et les transferts des fonds des migrants). Le RNB et le RNDB sont deux variables clés, parce qu'elles établissent une passerelle entre le secteur réel et la balance des paiements mais aussi le lien explicite du couple épargne-investissement avec d'une part la demande finale des biens et services et d'autre part la balance des opérations courantes. Il a été rappelé aux participants que la balance des opérations courantes est égale/identique ex post au gap (déficit) entre le RNDB et l'absorption (demande effective). Il fut aussi rappeler que le surplus/déficit entre l'épargne et l'investissement se retrouve automatiquement dans la balance des opérations courantes.

Des différences énormes apparaissent souvent entre les exportations et les importations des biens et services du secteur réel et celles de la balance des paiements. Les exportations sont versées en devises étrangères et les importations sont payées en devises étrangères. Quand on convertit les valeurs des exportations et importations par le taux de change, les valeurs de ces agrégats ne correspondent pas avec celles des comptes nationaux.

Le groupe I a du aussi se réconcilier avec le groupe II (finances publiques). Le PIB –coté ressources ou offre- du modèle INPLABURA a adopté la méthode de production. Or, les taxes indirectes et les subventions (finances publiques) interviennent dans la détermination du PIB. Il y a aussi des problèmes entre la demande (emplois des ressources), et le budget. En effet, la dépense totale budgétaire (dépense courante et dépense en capital) ne correspond pas souvent à celle du secteur réel (consommation et investissement publics), alors que cette différence ne devrait pas exister.

Le groupe II se devait de faire des réconciliations avec le groupe IV (situation monétaire). La consolidation du budget passe par des sources de financement dont certaines se retrouvent dans le Module situation monétaire : le budget ordinaire, le budget extraordinaire, les tirages sur prêts extérieurs, sur prêts intérieurs et dons extérieurs.

Il fallait aussi réconcilier le concept épargne publique, telle qu'elle est définie par la Comptabilité Nationale et le concept d'épargne publique selon le Fonds Monétaire International (FMI).

Selon, la Comptabilité Nationale, l'épargne publique est égale aux recettes courantes (hors dons) moins les dépenses courantes (hors intérêts dus). Tandis que le FMI définit l'épargne publique comme la différence entre les recettes courantes (hors dons) et les dépenses totales (dépenses courantes + dépenses en capital + prêts nets hors intérêt et dépenses en capital sur ressources extérieures).

Le solde budgétaire global tel qu'il apparaît dans le budget a deux postes : base engagement et base caisse. Il fallait définir la différence entre les deux concepts et déterminer le concept qui correspond à la réalité. La base caisse ou décaissement prend en compte la variation des arriérés. Le solde budgétaire définit ainsi traduit le besoin de financement qui se subdivise en financement extérieur, financement intérieur et gap de financement résiduel. Ce mode de financement établit un lien direct avec le PIP et a des conséquences sur la situation monétaire en fonction du besoin de financement intérieur. Le solde budgétaire base engagement exclut les dons dans les encaissements et les maintient coté dépenses. Ce solde est très utile pour la programmation budgétaire. Toutefois, il y a un inconvénient majeur : les engagements ou promesses de prêts ou de dons peuvent ne pas se matérialiser. Le solde budgétaire global, base caisse correspond le mieux à la réalité Burundaise.

Les groupes I, II, III et IV ont échangé sur le concept et l'utilité de la variable : couverture d'importation. Variable qui apparaît dans le Module II (secteur réel) du modèle INPLABURA et qui est très important pour le pays, mais aussi pour les partenaires de développement (bilatéraux et multilatéraux). Le concept de la couverture d'importation (CI) repose sur un postulat simple : les réserves en devises doivent être suffisantes pour financer les importations des biens et services non-facteurs pendant la période de la programmation budgétaire ou pendant la période de planification. Le lien entre le financement des importations et le financement de la croissance économique est très fort dans beaucoup des pays africains. Ces pays n'ont pas d'industrie de biens d'équipement (machines et outillages). Comme conséquence, tout programme d'investissement a une grande proportion d'importations.

En général, un pays est en mesure de financer ses importations sans recourir à l'emprunt extérieur, si sa CI couvre 3 mois. D'une manière concrète, la CI doit correspondre à ¼ de la valeur des importations de l'année. La Banque Mondiale et le FMI attachent une grande importance à la CI. En effet, le soutien à la balance des paiements en forme de l'allégement de la dette et des tranches annuelles de dons et crédits sont normalement calculés en fonction de l'objectif de la CI.

Il y a une importante variable qui n'a pas de données statistiques observables : l'écart de production. L'écart de production définit comme la différence, entre la production effective (observée) et la production potentielle (considérée comme celle qui correspond au niveau d'équilibre d'utilisation des facteurs de production), est un important indicateur de déséquilibre entre l'offre et la demande de biens et de services. Cette importante variable est utilisée dans le modèle INPLABURA, il fallait donc l'estimer. Il y a trois méthodes pour estimer l'écart de production : l'ajustement linéaire, l'ajustement quadratique et le filtre de Hodrick-Prescott. Les 5 groupes de participants à la formation ont estimé l'écart de production en utilisant la méthode de Hodrick-Prescott.

6.2 Estimation des fonctions de comportement

6.2.1 Saisie des données sous Excel (feuilles d'entrée)

Les données statistiques sont saisies dans EXCEL et on note le suivant :

- La période des observations
- Le nombre de variables sur chaque fichier Excel que vous allez utiliser
- La première cellule de données.

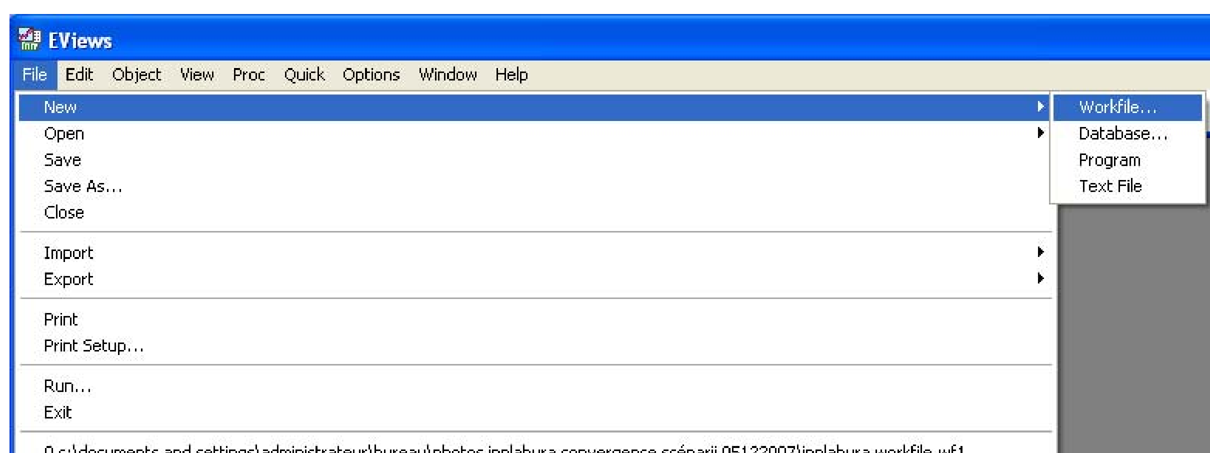
Avec INPLABURA, la période historique est de 1980 à 2004. Nous avons 267 variables (mais seulement 189 sur le premier fichier que nous devons importer), et la première cellule de données est le « B2 ».

Apres avoir noté ces trois éléments, fermez EXCEL.

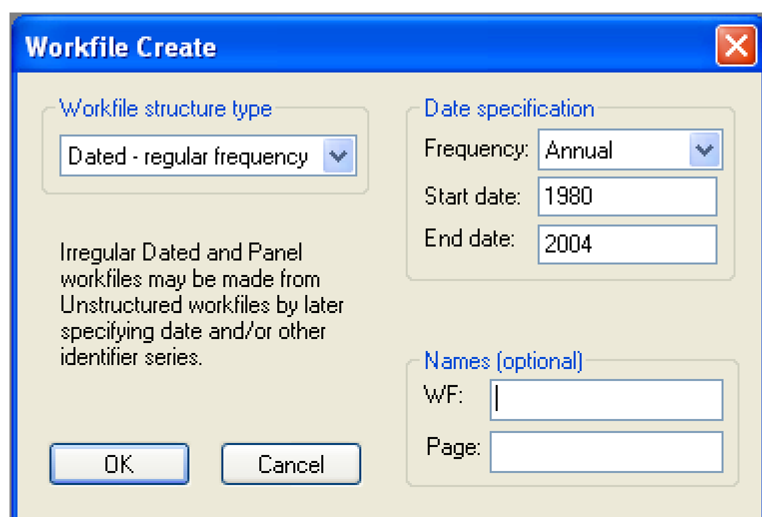
6.2.2 Importation des données

Lancez EViews.

Créer un workfile : Sélectionner « **File/New/Workfile** », comme indiqué ci-après:

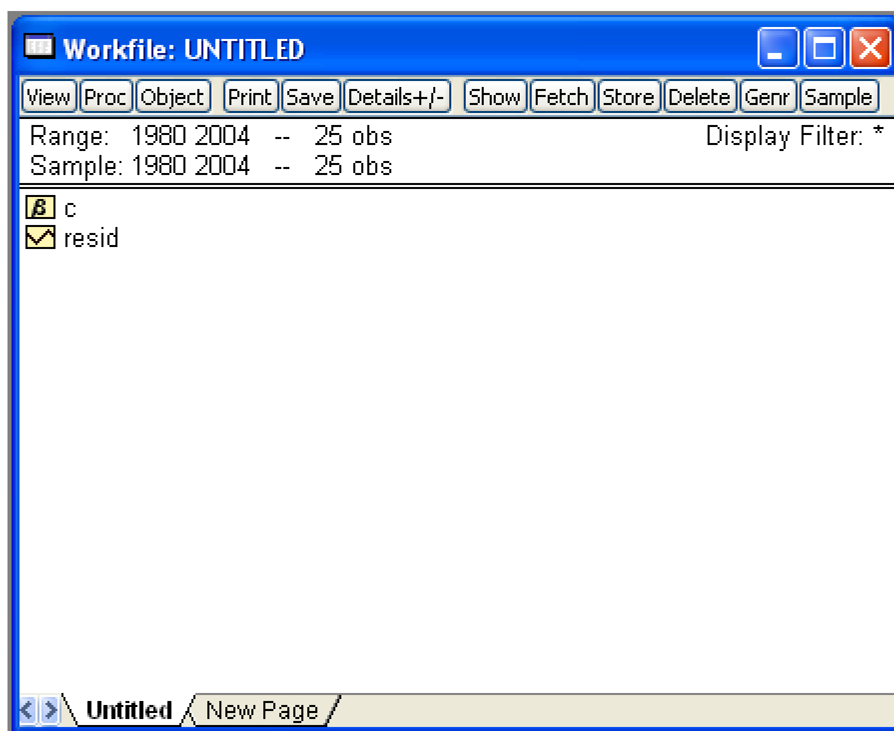


Apres avoir validé on obtient l'écran suivant :

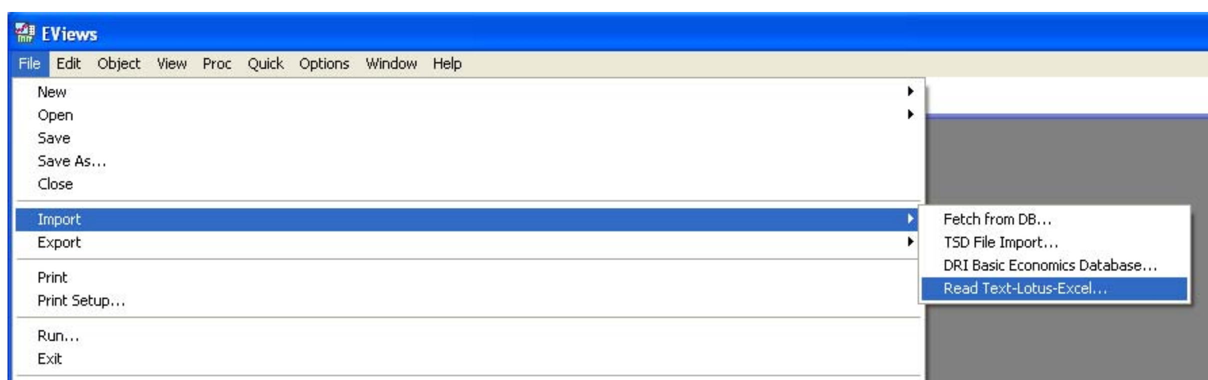


Dans la fenêtre « **Start date** », entrez la date ou l'année de début de vos séries. Et dans la fenêtre « **End date** », entrez la date de fin de vos séries.

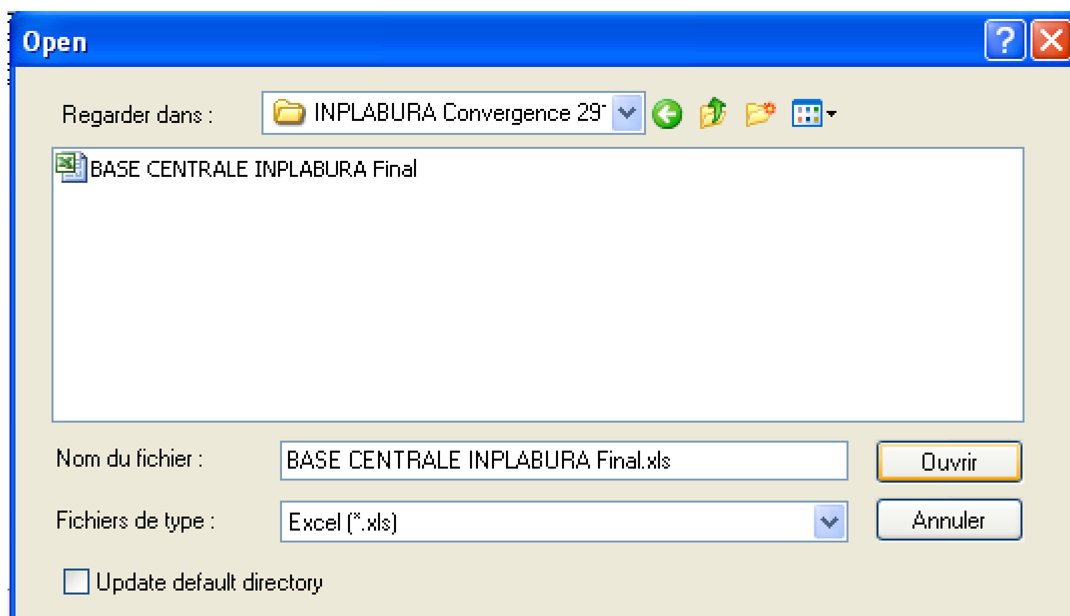
Après avoir rentré les dates, cliquez sur « **OK »** pour valider et voici le tableau que vous obtiendrez :



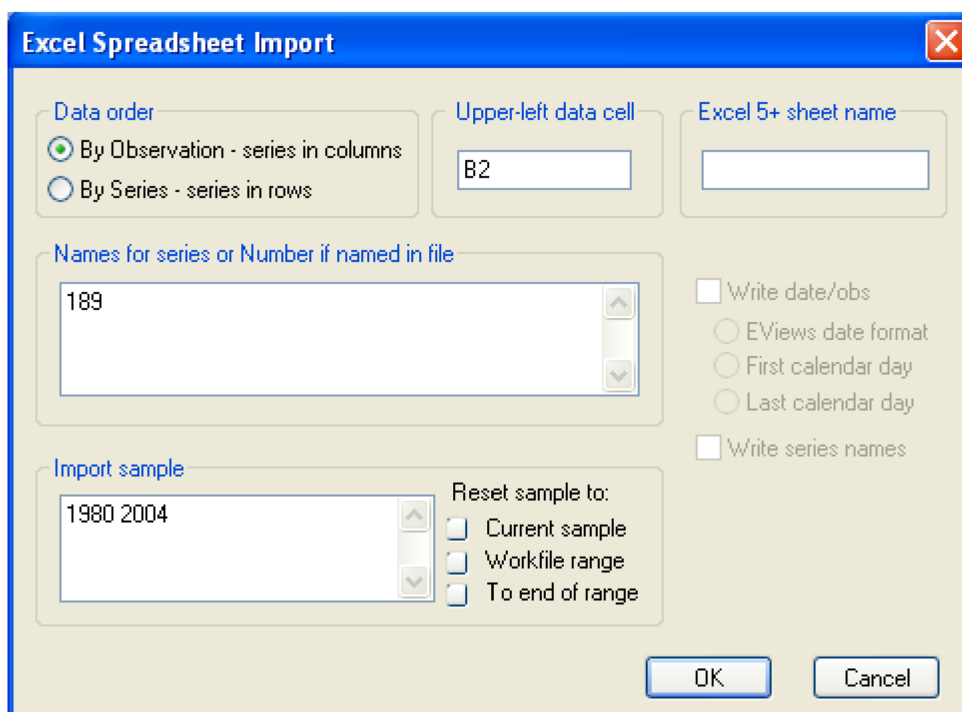
Maintenant, il faut importer les données d'EXCEL.
Sélectionnez « **File/Import/Read Text-Lotus-Exce**l… »



Dans la fenêtre qui s'ouvre il faut indiquer le fichier EXCEL où se trouvent vos données :

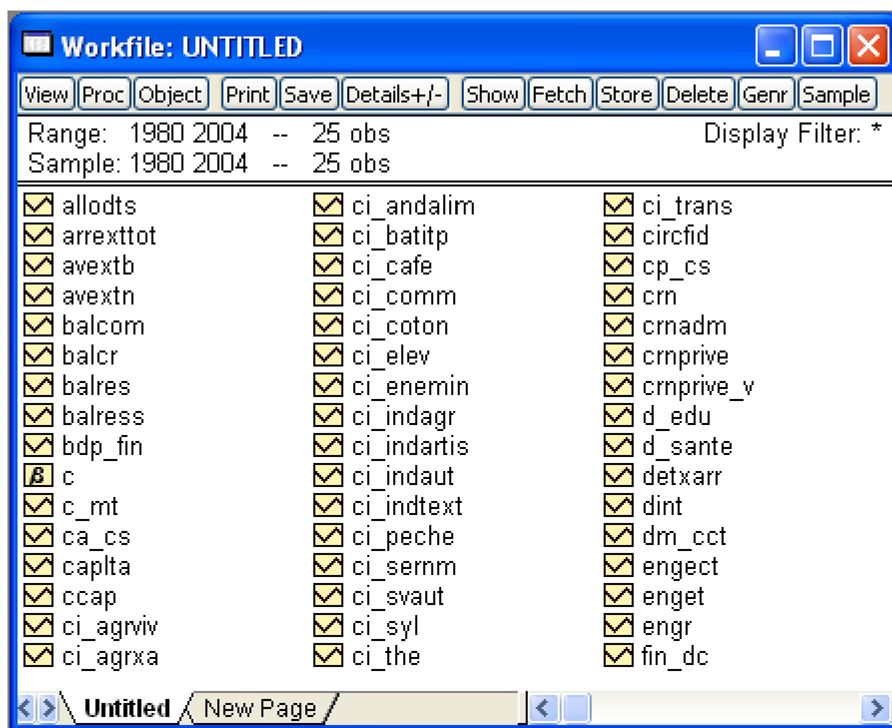


Quand vous validez, vous obtiendrez l'écran suivant :



Vous insérez la période (« import sample »), le nombre de variables (« Names for series or Number, if named in file ») – ici on a saisi seulement 189 car les données s'étendent sur deux fichiers Excel – et la première cellule est le premier fichier où les données commencent (« Upper-left data cell »).

Quand vous cliquez sur « OK » (valider), voici ce que vous obtenez :



Les données apparaissent dans le « workfile » et nous pouvons maintenant passer aux estimations.

Il faut toujours enregistrer ou sauvegarder le « workfile ». Pour cela, cliquez sur « **Save** » et donnez le nom du « Workfile ».

6.2.3 Estimations

Le modèle INPLABURA a au total 9 modules. A l'exception de deux modules (module Balance des Paiements et module Gestion de la Dette Extérieure) qui n'ont que des équations comptables, les autres modules ont des fonctions de comportement et identités comptables. Le module Marché du Travail, Emploi et Chômage, qui détermine la demande de travail de chaque secteur productif, l'offre de travail et le taux de chômage, est composé de 20 fonctions de comportement et de deux équations comptables.

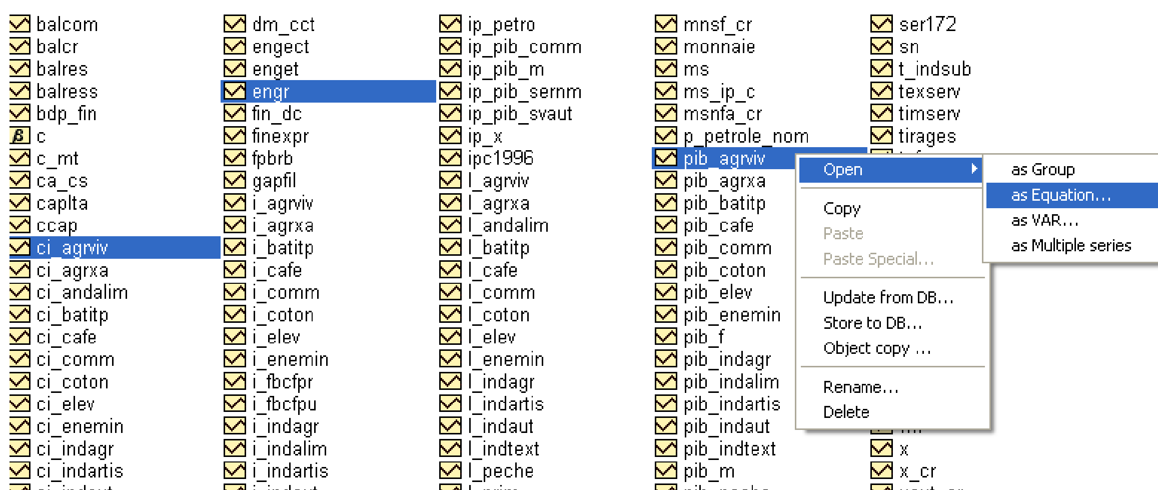
Malheureusement, ce module n'a pas été estimé et simulé par manque des données statistiques d'une des variables explicatives : les salaires repartis par secteur productif.

Les fonctions de comportement du modèle INPLABURA ont toutes été estimées par les 21 cadres représentants du gouvernement burundais repartis en cinq équipes. **Tous les participants au programme de formation du projet et d'une manière indépendante ont réussi la convergence du modèle INPLABURA**. Toutefois, les tests paramétriques ont été conduits par un seul cadre, en dehors des sessions de formation. Pour des raisons de contrainte d'espace on se limite à deux fonctions de comportement par module. Le but ici est de permettre à l'utilisateur de suivre les différentes étapes pour les estimations et les tests.

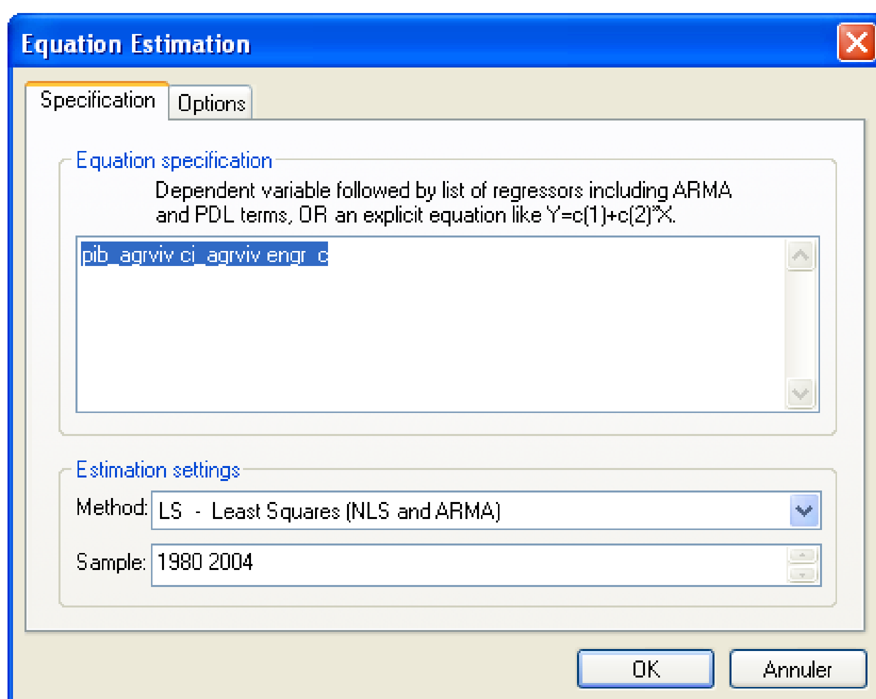
6.3 Module I : Ressources ou offres de biens et services

6.3.1 Fonction de comportement PIB_AGRIV (EQ1 : agriculture vivrière)

Pour estimer cette fonction, sélectionnez les variables en commençant par la variable endogène (ici c'est le pib_agrviv); cliquez droit et sélectionnez « **Open as Equation »**.



Quand vous cliquez sur « **as Equation »,** vous obtenez le tableau ci-dessous.



Dans cette estimation, vous avez choisi les moindres carrés ordinaires et vous faites une estimation en niveau. Si vous cliquez sur « OK », vous aurez les résultats des estimations, mais en niveau. Si vous voulez les estimations en log, vous pouvez saisir directement sur la fenêtre, comme indiqué :

Equation Estimation

Specification | Options

Equation specification

Dependent variable followed by list of regressors including ARMA and PDL terms, OR an explicit equation like Y=c(1)+c(2)*X.

log(pib_agrviv) log(ci_agrviv) log(engr) c

Estimation settings

Method: LS - Least Squares (NLS and ARMA)

Sample: 1980 2004

OK | Annuler

Quand vous cliquez sur OK, vous obtenez les résultats suivants :

Equation: EQ1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(PIB_AGRVIV)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.420083	0.066529	66.43813	0.0000
LOG(CI_AGRVIV)	0.052637	0.018933	2.780167	0.0109
LOG(ENGR)	0.047936	0.046027	1.041461	0.3090

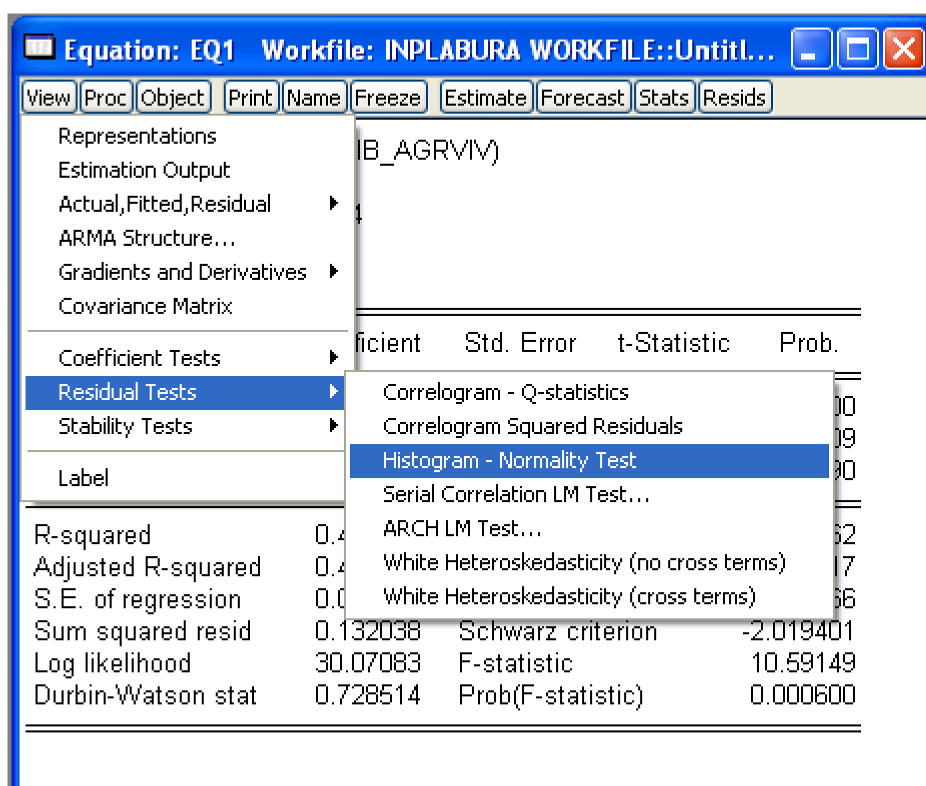
R-squared	0.490540	Mean dependent var	4.702562
Adjusted R-squared	0.444226	S.D. dependent var	0.103917
S.E. of regression	0.077471	Akaike info criterion	-2.165666
Sum squared resid	0.132038	Schwarz criterion	-2.019401
Log likelihood	30.07083	F-statistic	10.59149
Durbin-Watson stat	0.728514	Prob(F-statistic)	0.000600

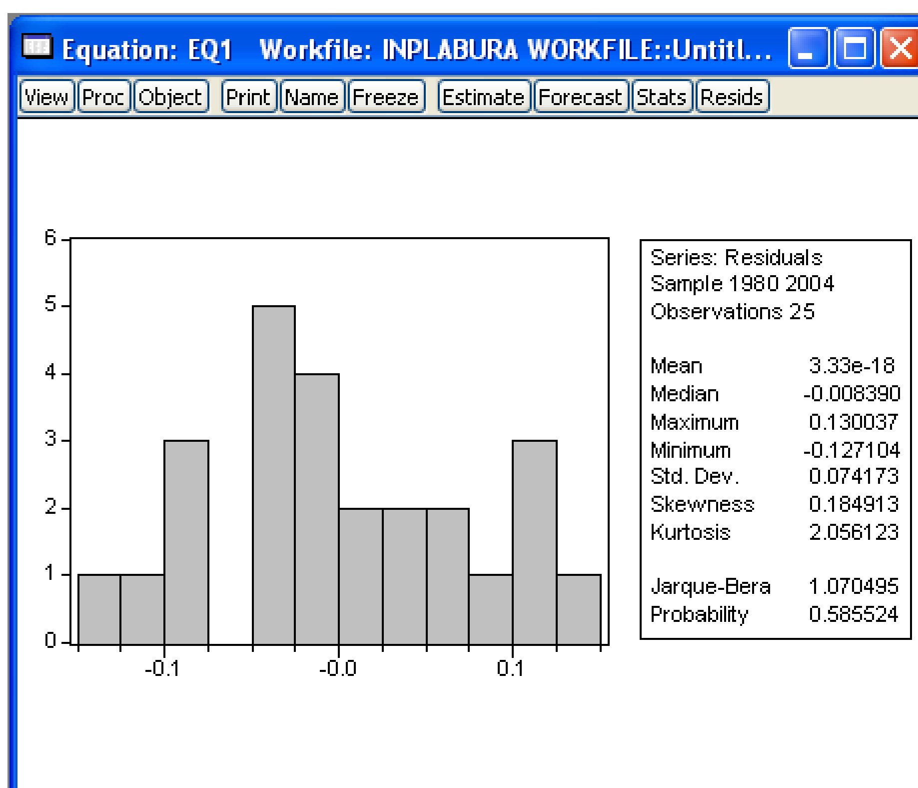
Après avoir fait l'estimation de la fonction de comportement (PIB_AGRIV), vous devez faire des tests paramétriques pour vous assurer que les hypothèses sont vérifiées et explorer les possibilités d'améliorer les résultats, en cas de rejet de l'hypothèse nulle.

6.4 Tests sur la fonction PIB_AGRIV

6.4.1 Tests diagnostics sur les termes d'erreurs

Test de normalité (Skwenes, Kurtosis, Jarque-Bera)
Sélectionnez « View/Residuals Tests/Histogram-Normality Test…"



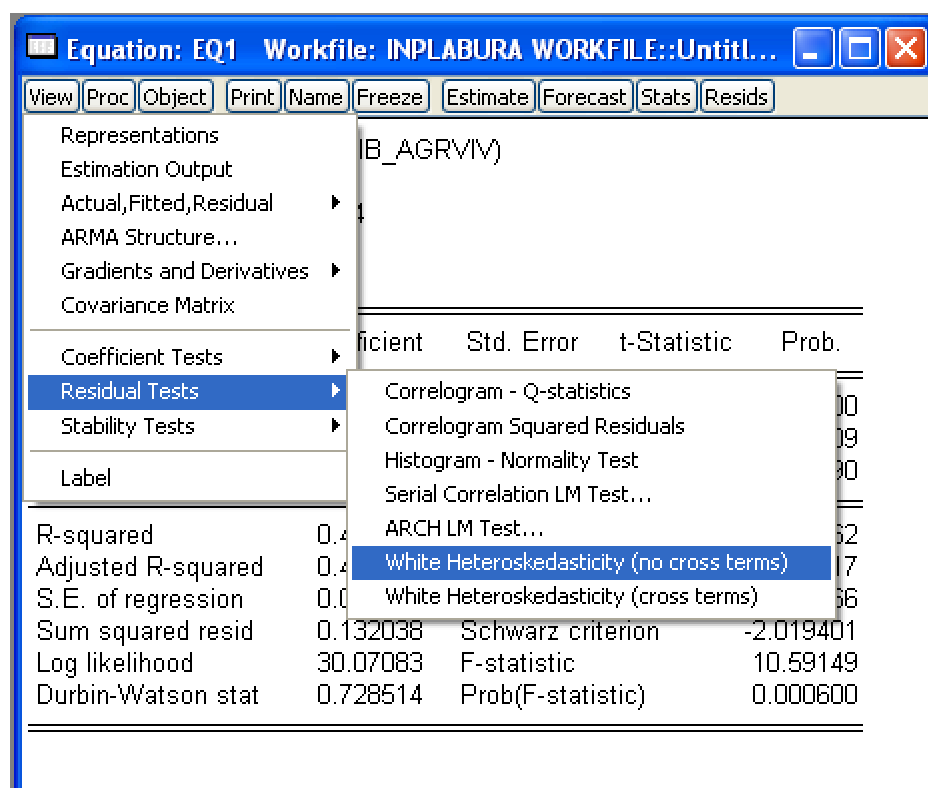


Dans le tableau de droite, vous avez les trois statistiques : **Skewness, Kurtosis et Jarque-Bera**. **Jarque-Bera** a une probabilité de 1,070 qui est supérieure à la p-value 0,05 ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle de normalité des termes d'erreurs.

Test d' hétéroscédasticité

On peut utiliser deux tests: le test de White et le test de Breusch-Pagan. On a utilisé le test de White.

Pour revenir au tableau des estimations, cliquez sur « Stats. »
Sélectionnez « View/Residuals Tests/White Heteroskedasticity…".



Apres avoir cliqué, vous obtenez les résultats suivants :

Equation: EQ1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Un...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.217539	Prob. F(4,20)	0.334617
Obs*R-squared	4.895582	Prob. Chi-Square(4)	0.298180

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/06/07 Time: 17:06
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.021494	0.013624	-1.577640	0.1303
LOG(CI_AGRVIV)	0.014003	0.007964	1.758169	0.0940
(LOG(CI_AGRVIV))^2	-0.001749	0.000966	-1.810102	0.0853
LOG(ENGR)	0.003777	0.010771	0.350625	0.7295
(LOG(ENGR))^2	-0.002277	0.005637	-0.403889	0.6906

R-squared	0.195823	Mean dependent var	0.005282
Adjusted R-squared	0.034988	S.D. dependent var	0.005540
S.E. of regression	0.005442	Akaike info criterion	-7.412541
Sum squared resid	0.000592	Schwarz criterion	-7.168766
Log likelihood	97.65677	F-statistic	1.217539
Durbin-Watson stat	1.364887	Prob(F-statistic)	0.334617

La probabilité du test de White est ici de 0,298 qui est supérieure à 0,05, ce qui veut dire qu'on accepte l'hypothèse nulle d' homoscédasticité des termes d'erreurs.

Test d'auto corrélation
Nous avons ici trois tests : Durbin-Watson, le test de Ljung-Box (analyse du correlogramme et du Q-Stat) et le test de Breusch-Godfrey.

Test de Durbin-Watson
On voit que la statistique DW est de seulement 0.73, ce qui indique qu'il y a auto corrélation des résidus. Mais, il existe d'autres tests d'auto corrélation qui sont meilleures que la statistique DW et il est essentiel de les faire.
Correlogramme et du Q-Stat de Ljung-Box

Sélectionnez « **View/Residuals Tests/Correlogram-Q-Statistics…"**

Equation: EQ1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Un…

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

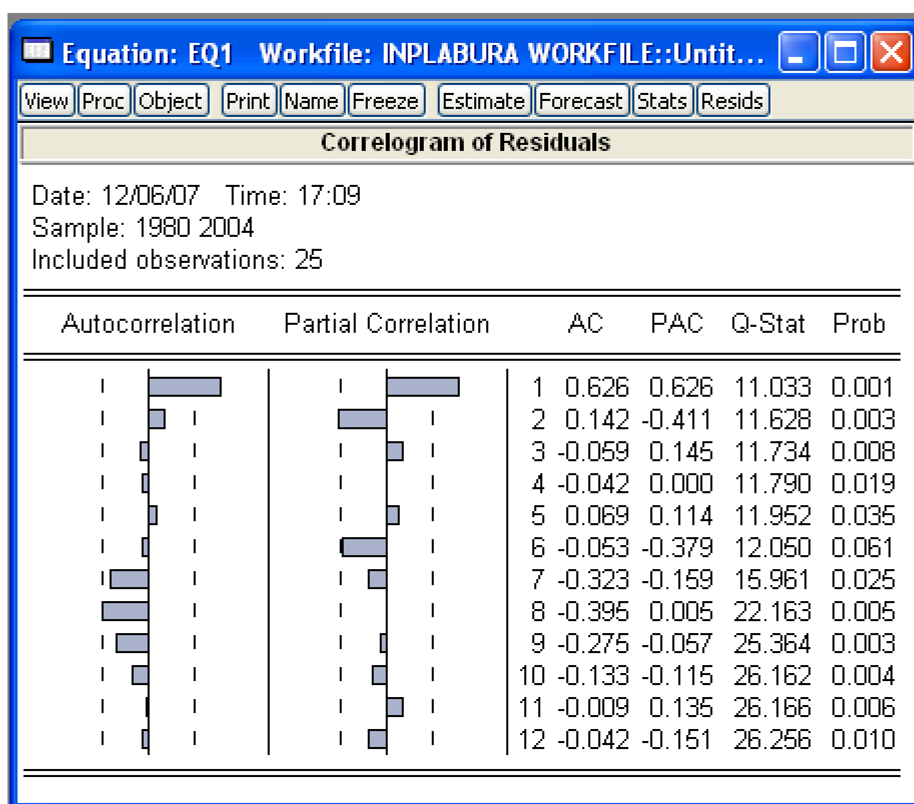
- Representations
- Estimation Output
- Actual,Fitted,Residual ▸
- ARMA Structure…
- Gradients and Derivatives ▸
- Covariance Matrix
- Coefficient Tests ▸
- Residual Tests ▸
  - Correlogram - Q-statistics
  - Correlogram Squared Residuals
  - Histogram - Normality Test
  - Serial Correlation LM Test…
  - ARCH LM Test…
  - White Heteroskedasticity (no cross terms)
  - White Heteroskedasticity (cross terms)
- Stability Tests ▸
- Label

…est:

	…17539	Prob. F(4,20)	0.334617
	…95582	Prob. Chi-Square(4)	0.298180

Variable	Coe…			
C	-0.021494	0.013624	-1.577640	0.1303
LOG(CI_AGRVIV)	0.014003	0.007964	1.758169	0.0940
(LOG(CI_AGRVIV))^2	-0.001749	0.000966	-1.810102	0.0853
LOG(ENGR)	0.003777	0.010771	0.350625	0.7295
(LOG(ENGR))^2	-0.002277	0.005637	-0.403889	0.6906

R-squared	0.195823	Mean dependent var	0.005282
Adjusted R-squared	0.034988	S.D. dependent var	0.005540
S.E. of regression	0.005442	Akaike info criterion	-7.412541
Sum squared resid	0.000592	Schwarz criterion	-7.168766
Log likelihood	97.65677	F-statistic	1.217539
Durbin-Watson stat	1.364887	Prob(F-statistic)	0.334617


Equation: EQ1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/06/07 Time: 17:09
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.626	0.626	11.033	0.001
		2	0.142	-0.411	11.628	0.003
		3	-0.059	0.145	11.734	0.008
		4	-0.042	0.000	11.790	0.019
		5	0.069	0.114	11.952	0.035
		6	-0.053	-0.379	12.050	0.061
		7	-0.323	-0.159	15.961	0.025
		8	-0.395	0.005	22.163	0.005
		9	-0.275	-0.057	25.364	0.003
		10	-0.133	-0.115	26.162	0.004
		11	-0.009	0.135	26.166	0.006
		12	-0.042	-0.151	26.256	0.010

Ici on constate que seul le premier rang du corrélogramme sort de la bande stylisé en pointillés, ce qui indique une auto corrélation de l'ordre de 1.

Test de Breusch-Godfrey
Sélectionnez « **View/Residuals Tests/ Serial Correlation LM-Test…".**

Equation: EQ1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

- Representations
- Estimation Output
- Actual,Fitted,Residual
- ARMA Structure...
- Gradients and Derivatives
- Covariance Matrix
- Coefficient Tests
- Residual Tests
  - Correlogram - Q-statistics
  - Correlogram Squared Residuals
  - Histogram - Normality Test
  - Serial Correlation LM Test...
  - ARCH LM Test...
  - White Heteroskedasticity (no cross terms)
  - White Heteroskedasticity (cross terms)
- Stability Tests
- Label

IB_AGRVIV)

ficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.

R-squared	0.4		52
Adjusted R-squared	0.4		17
S.E. of regression	0.0		56
Sum squared resid	0.132038	Schwarz criterion	-2.019401
Log likelihood	30.07083	F-statistic	10.59149
Durbin-Watson stat	0.728514	Prob(F-statistic)	0.000600

Equation: EQ01 Workfile: PHOTOS WORKFILE::Unti...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	16.67074	Prob. F(1,21)	0.000533
Obs*R-squared	11.06346	Prob. Chi-Square(1)	0.000880

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 08:32
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CI_AGRVIV)	0.011510	0.014741	0.780811	0.4436
LOG(ENGR)	-0.047454	0.037045	-1.280979	0.2142
C	-0.003215	0.050848	-0.063233	0.9502
RESID(-1)	0.706550	0.173047	4.082982	0.0005

R-squared	0.442538	Mean dependent var	2.88E-16
Adjusted R-squared	0.362901	S.D. dependent var	0.074173
S.E. of regression	0.059203	Akaike info criterion	-2.670028
Sum squared resid	0.073606	Schwarz criterion	-2.475007
Log likelihood	37.37535	F-statistic	5.556915
Durbin-Watson stat	1.468099	Prob(F-statistic)	0.005734

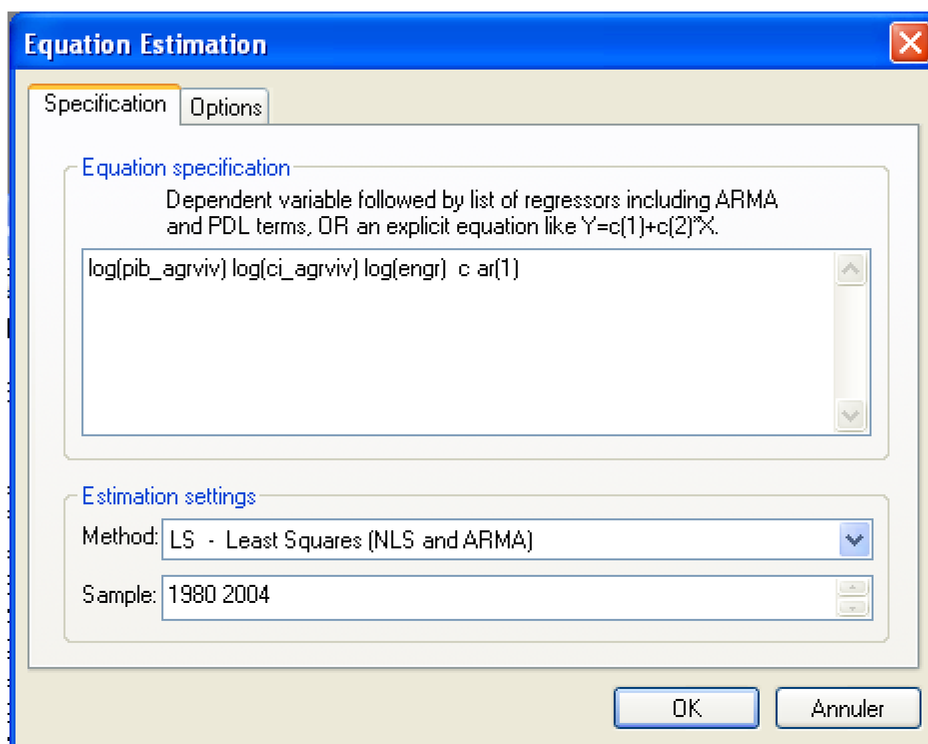
La probabilité du test de Breusch-Godfrey est inférieure à 0,05, ce qui veut dire qu'on rejette l'hypothèse nulle de non autocorrélaton des termes d'erreurs. En d'autres termes, les erreurs sont auto-corrélées à l'ordre 1.

Estimation en présence d'auto corrélation

Quatre méthodes peuvent être utilisées pour estimer le modèle en cas d'autocorrelaton des erreurs :

- Méthode itérative de Cochrane-Orcutt ;
- Méthode Hildreth-Lu ;
- Méthode du maximum de vraisemblance ;
- Méthode des doubles moindres carrés.

Ici nous allons appliquer la méthode itérative de Cochrane-Orcutt. Cliquez sur « **Estimate »** et ajoutez le terme « **AR(1) »** à la spécification comme indiqué ci-dessous.



Cliquez ensuite sur « OK » pour valider. Vous obtenez les résultats suivants :

Equation: EQ01 Workfile: PHOTOS WORKFILE::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(PIB_AGRVIV)
Method: Least Squares
Date: 12/07/07 Time: 11:55
Sample (adjusted): 1981 2004
Included observations: 24 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(CI_AGRVIV)	0.015116	0.082425	0.183395	0.8563
LOG(ENGR)	0.007521	0.029858	0.251883	0.8037
C	4.652558	0.424878	10.95033	0.0000
AR(1)	0.715179	0.156053	4.582931	0.0002

R-squared	0.662359	Mean dependent var	4.711292
Adjusted R-squared	0.611713	S.D. dependent var	0.096334
S.E. of regression	0.060028	Akaike info criterion	-2.636988
Sum squared resid	0.072068	Schwarz criterion	-2.440646
Log likelihood	35.64386	F-statistic	13.07818
Durbin-Watson stat	1.487017	Prob(F-statistic)	0.000059

Inverted AR Roots .72

Déjà on voit que la statistique DW s'est amélioré (de 0.73 à 1.49), également le coefficient de détermination ; R-carré (R-squared) et le R-Carré ajusté se sont améliorés un peu de 0,49 à 0,66 et de 0,44 à 061.

Mais, les probabilités ont changé aussi : les coefficients de l'investissement cumulatif et de l'engrais ne sont plus significatifs.

Tests de restrictions sur les coefficients

Il y a trois tests disponibles :

- le test de significativité globale (Fisher) ;
- le test de significativité des coefficients individuels (Student) ;
- le test de Wald.

Nous avons utilisés le test de Fischer et Student.

Test de significativité globale (test de Fisher)

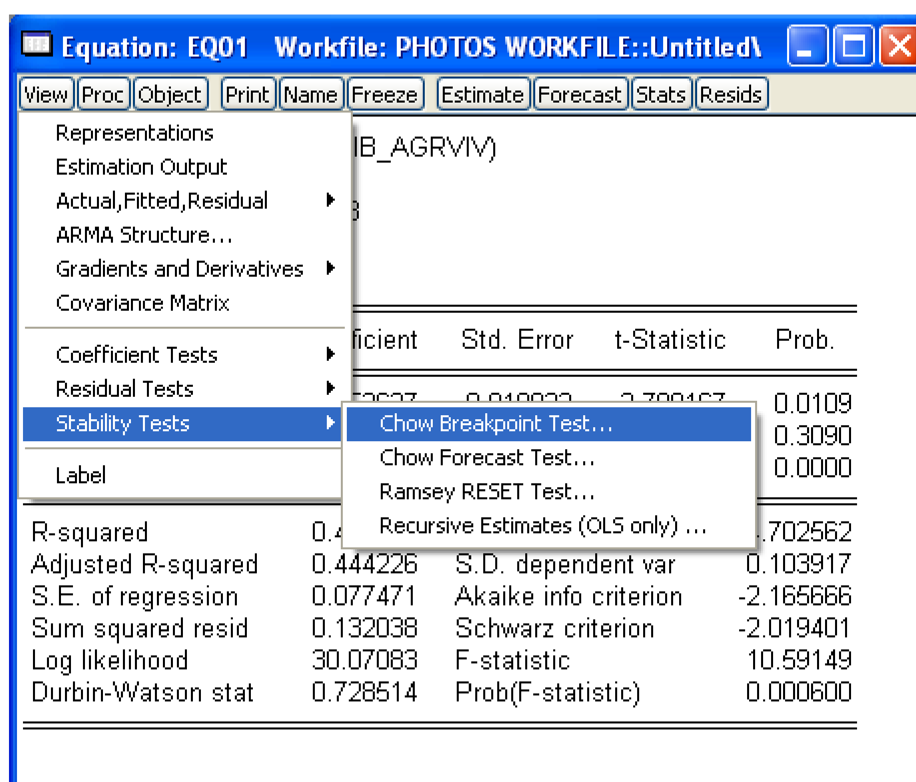
La statistique de Fisher apparaît directement dans le tableau des résultats. Si la valeur du Prob (F-statistic) est inférieure à 0,05 cela indique qu'il existe au moins 1 coefficient significatif dans l'équation.

Ici on observe une valeur de 0.0006 qui est en dessous de 0.05 : donc il existe au moins un coefficient significatif.

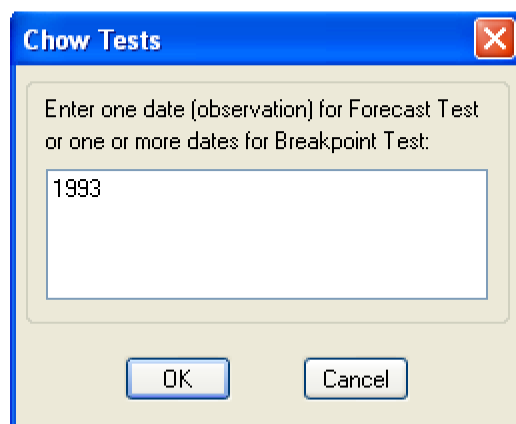
Test de significativité des coefficients individuels (test de Student)
Le test de significativité des coefficients individuels (test de Student). Les coefficients sont individuellement significatifs si leur probabilité est inférieure à 0,05. Ces probabilités apparaissent dans la dernière colonne du tableau des résultats. Ainsi, pour l'équation (PIB_AGRIV), on voit qu'à ce stade, le coefficient d'investissement cumulatif est significatif (valeur de 0.01), mais le coefficient d'engrais n'en est pas (valeur de 0.30).

Tests de stabilité
Il y a quatre tests de stabilité : Chow, CUSUM, CUSUMSQ et ARCH. On s'est limité à deux tests (Chow et CUSUM). Avant de faire ces tests il faut vérifier que vous n'utilisez pas l'équation ajustée avec le terme AR(1) – il faut utiliser l'équation comme elle était au début.

Test de Chow
Sélectionnez « View/Stability Test/Chow Breakpoint… ».



A ce niveau, vous devez connaître la tendance de vos séries et repérer le point de rupture que vous devez indiquer dans la fenêtre qui s'ouvre. Voici l'exemple :



Pour nos données, l'année de rupture est 1993. Cliquez sur OK pour valider. Vous obtenez le tableau ci-dessous :

Equation: EQ01 Workfile: PHOTOS WORKFILE::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

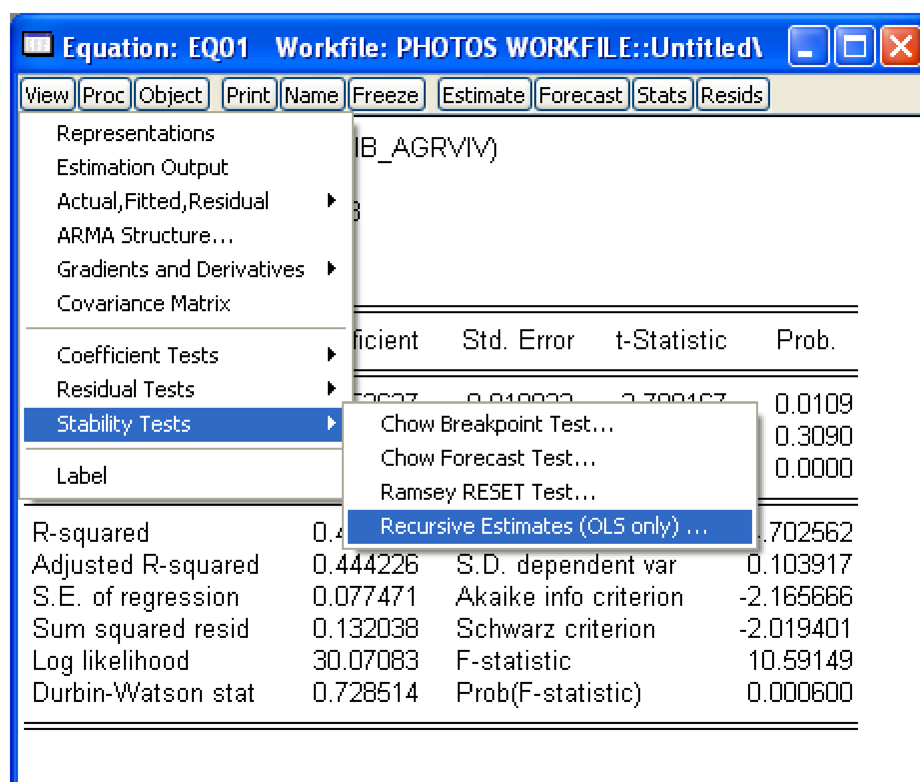
Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	4.970808	Prob. F(3,19)	0.010318
Log likelihood ratio	14.48356	Prob. Chi-Square(3)	0.002316

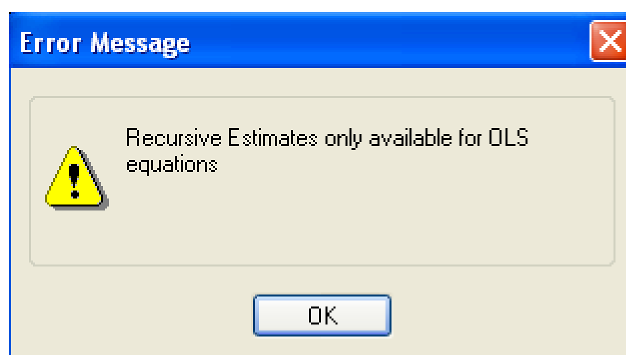
La probabilité du test de Chow est de 0,0023 qui est inférieure de 0,05, donc on rejette l'hypothèse de stabilité structurelle de l'équation. Mais ceci peut aussi être le résultat d'avoir mal choisis l'année de cassure. Un point de rupture peut conduire à rejeter l'hypothèse nulle, alors qu'avec un autre point de rupture on ne la rejetterait pas. Pour plus de détail, referez-vous à la section : Test de stabilité du texte.

Test CUSUM

« Sélectionnez View/Stability Test/Recursive Estimates…".



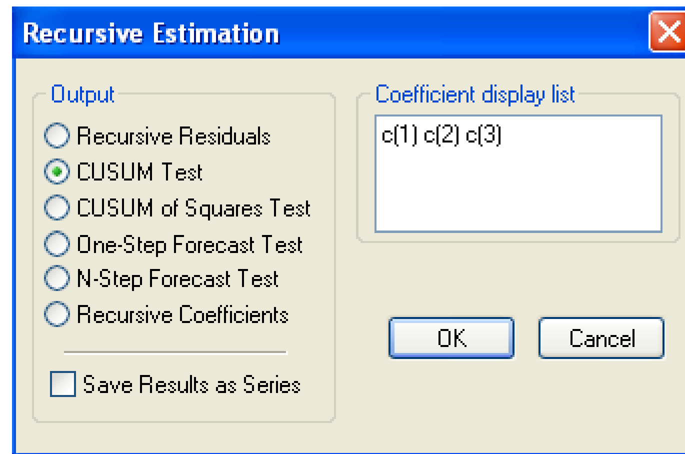
*Si vous obtenez ce message :



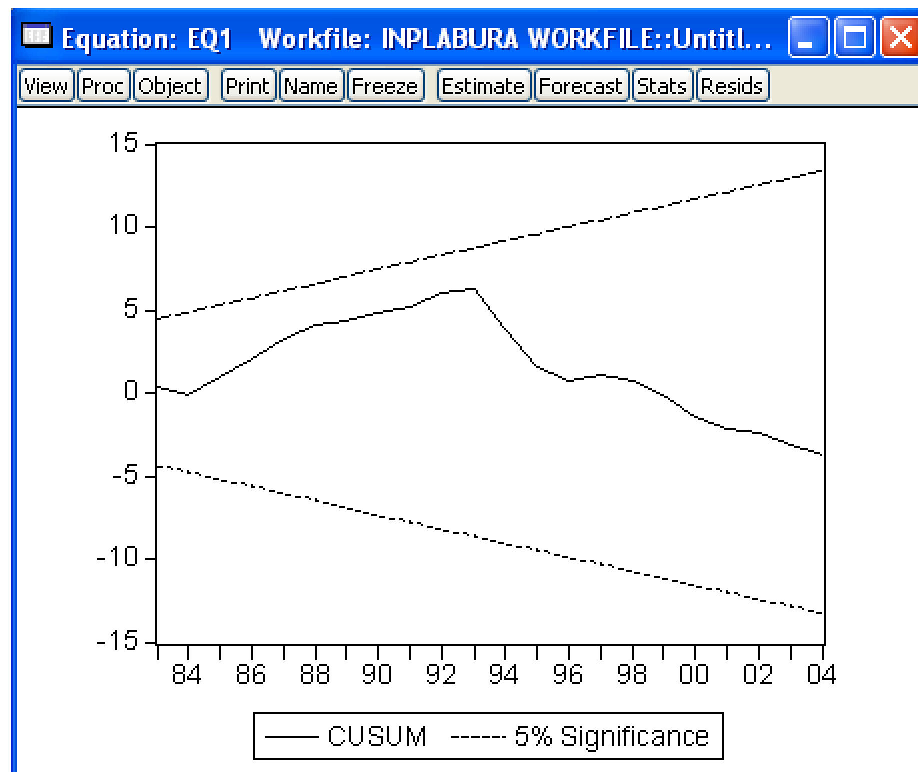
Le message vous indique que vous avez peut-être oublié de retourner à l'équation de base qui est estimée avec la méthode des MCO et qui n'inclut pas des termes AR ou MA.

Il faut donc retourner à l'équation de base et répéter les mêmes étapes.

Apres avoir sélectionné, cochez CUSUM test comme indiqué ci-dessous :



Cliquez ensuite sur « OK » pour valider et vous obtenez le graphique ci-dessous :



La différence du test CUSUM avec le test de Chow est que le test de Chow demande qu'on indique l'année de rupture, alors que le test de CUSUM vous l'indique. Si la courbe sort du corridor, il y a instabilité du modèle. Ici, vous constatez que la courbe ne sort pas de la bande, on peut donc conclure que le modèle est stable sur toute la période.

Fonction de comportement PIB_Enemin (EQ14 : énergie et mines)

Equation: EQ14 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

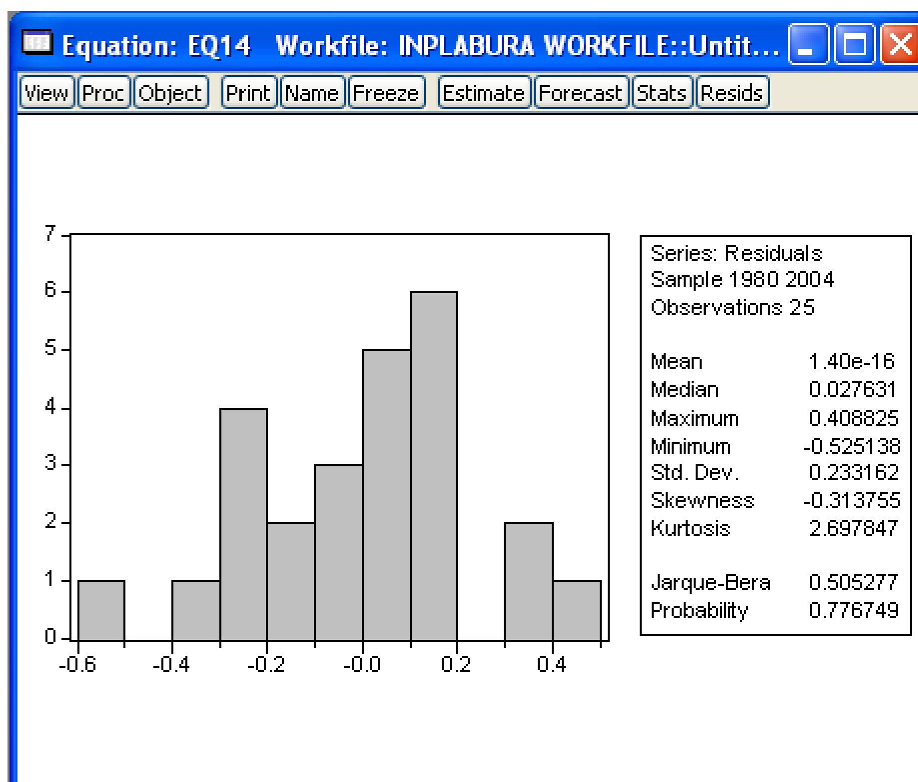
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(PIB_ENEMIN)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21.69335	4.814872	4.505488	0.0002
LOG(CI_ENEMIN)	0.321084	0.045582	7.044021	0.0000
LOG(L_ENEMIN)	-2.998406	0.685464	-4.374273	0.0002

R-squared	0.693464	Mean dependent var	0.681388
Adjusted R-squared	0.665597	S.D. dependent var	0.421130
S.E. of regression	0.243529	Akaike info criterion	0.125007
Sum squared resid	1.304743	Schwarz criterion	0.271272
Log likelihood	1.437409	F-statistic	24.88485
Durbin-Watson stat	0.596931	Prob(F-statistic)	0.000002

Tests diagnostics sur les termes d'erreurs



Equation: EQ14 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

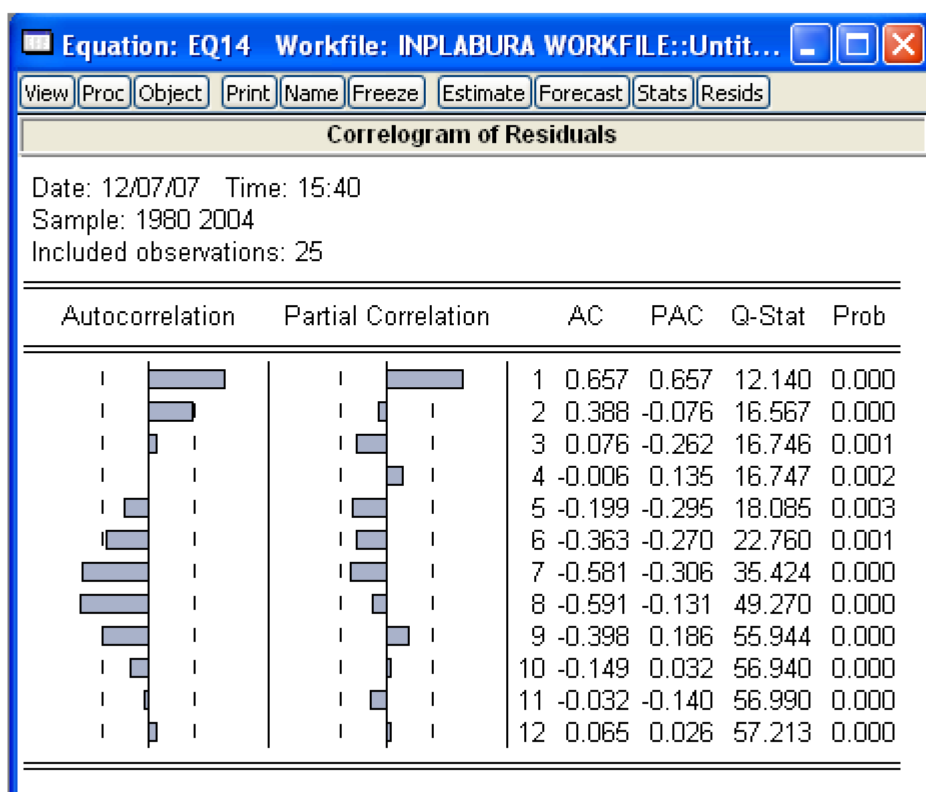
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.541757	Prob. F(4,20)	0.706906
Obs*R-squared	2.443976	Prob. Chi-Square(4)	0.654695

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/07/07 Time: 15:39
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-108.5837	108.9453	-0.996680	0.3308
LOG(CI_ENEMIN)	0.006224	0.028757	0.216433	0.8308
(LOG(CI_ENEMIN))^2	2.36E-06	0.011480	0.000206	0.9998
LOG(L_ENEMIN)	30.83986	30.65699	1.005965	0.3264
(LOG(L_ENEMIN))^2	-2.188358	2.156096	-1.014963	0.3222

R-squared	0.097759	Mean dependent var	0.052190
Adjusted R-squared	-0.082689	S.D. dependent var	0.069406
S.E. of regression	0.072219	Akaike info criterion	-2.241375
Sum squared resid	0.104311	Schwarz criterion	-1.997600
Log likelihood	33.01719	F-statistic	0.541757
Durbin-Watson stat	1.205805	Prob(F-statistic)	0.706906



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.657	0.657	12.140	0.000
		2	0.388	-0.076	16.567	0.000
		3	0.076	-0.262	16.746	0.001
		4	-0.006	0.135	16.747	0.002
		5	-0.199	-0.295	18.085	0.003
		6	-0.363	-0.270	22.760	0.001
		7	-0.581	-0.306	35.424	0.000
		8	-0.591	-0.131	49.270	0.000
		9	-0.398	0.186	55.944	0.000
		10	-0.149	0.032	56.940	0.000
		11	-0.032	-0.140	56.990	0.000
		12	0.065	0.026	57.213	0.000

Equation: EQ14 Workfile: INPLABURA WORKFILE::...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	17.56829	Prob. F(1,21)	0.000411
Obs*R-squared	11.38778	Prob. Chi-Square(1)	0.000739

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 08:37
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.315041	3.678183	-0.629398	0.5359
LOG(CI_ENEMIN)	-0.012602	0.034558	-0.364665	0.7190
LOG(L_ENEMIN)	0.330292	0.523666	0.630731	0.5350
RESID(-1)	0.693320	0.165413	4.191454	0.0004

R-squared	0.455511	Mean dependent var	1.40E-16
Adjusted R-squared	0.377727	S.D. dependent var	0.233162
S.E. of regression	0.183928	Akaike info criterion	-0.402901
Sum squared resid	0.710418	Schwarz criterion	-0.207881
Log likelihood	9.036258	F-statistic	5.856096
Durbin-Watson stat	1.815172	Prob(F-statistic)	0.004532

Equation: EQ14 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(PIB_ENEMIN)
Method: Least Squares
Date: 12/07/07 Time: 16:08
Sample (adjusted): 1988 2004
Included observations: 17 after adjustments
Convergence achieved after 12 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.08261	6.351408	1.744906	0.1046
LOG(CI_ENEMIN)	0.107322	0.113132	0.948642	0.3601
LOG(L_ENEMIN)	-1.472529	0.913468	-1.612021	0.1310
AR(8)	-0.465373	0.169338	-2.748182	0.0166

R-squared	0.782897	Mean dependent var	0.842684
Adjusted R-squared	0.732797	S.D. dependent var	0.251075
S.E. of regression	0.129785	Akaike info criterion	-1.043547
Sum squared resid	0.218975	Schwarz criterion	-0.847497
Log likelihood	12.87015	F-statistic	15.62650
Durbin-Watson stat	0.980373	Prob(F-statistic)	0.000134

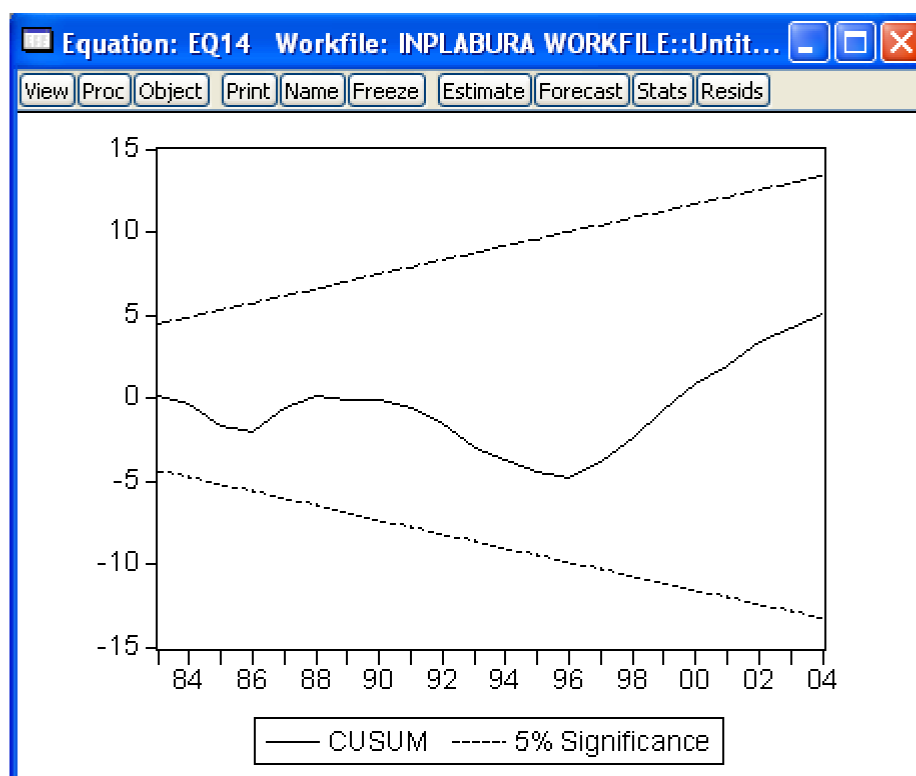
Inverted AR Roots	.84+.35i	.84-.35i	.35-.84i	.35+.84i
	-.35+.84i	-.35-.84i	-.84-.35i	-.84+.35i

Equation: EQ14 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

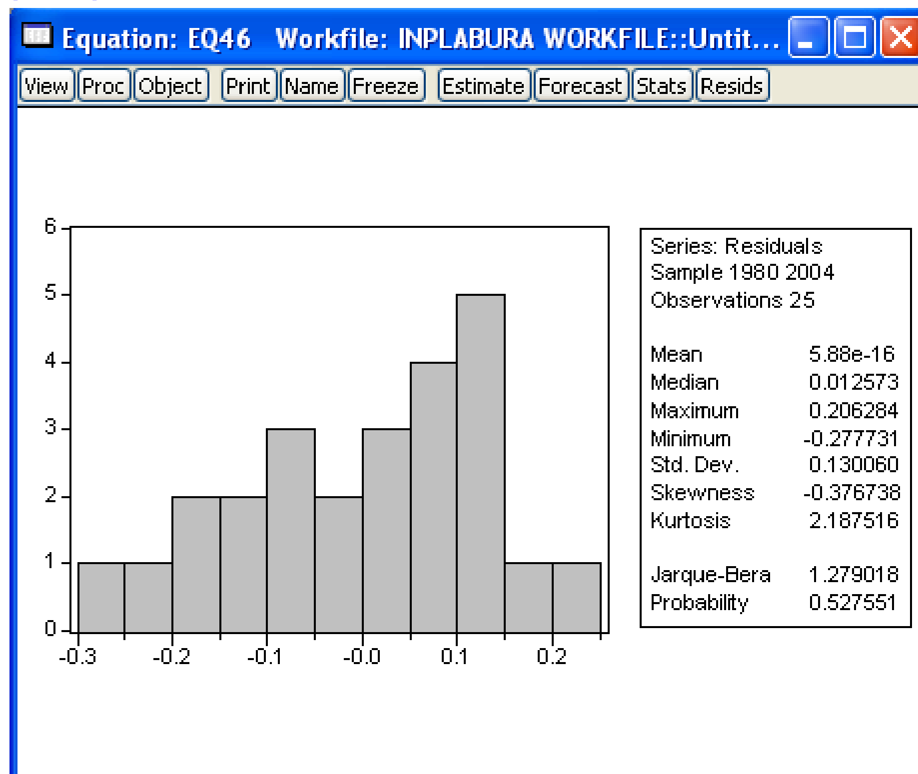
Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	1.241670	Prob. F(4,9)	0.359903
Log likelihood ratio	7.470648	Prob. Chi-Square(4)	0.113011


Equation: EQ14 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View
Proc
Object
Print
Name
Freeze
Estimate
Forecast
Stats
Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84
86
88
90
92
94
96
98
00
02
04
CUSUM
5% Significance

6.5 Module II : Emplois ou demande finale des biens et services

6.5.1 Fonction de comportement : consommation publique, prix constant (EQ46)



Equation: EQ46 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

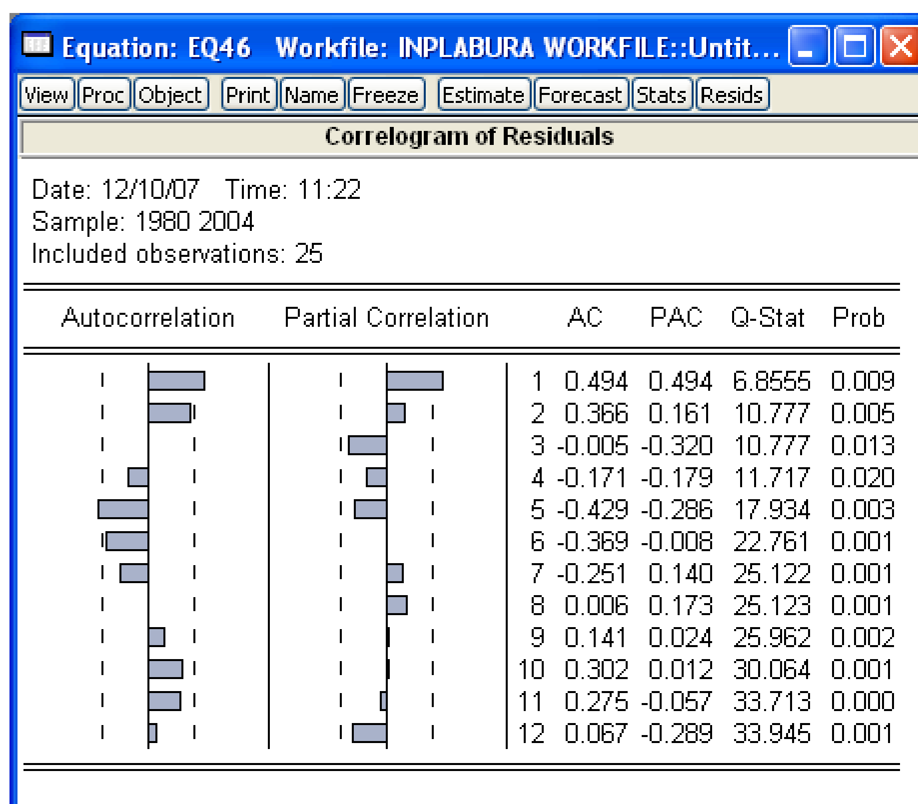
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.717565	Prob. F(4,20)	0.058906
Obs*R-squared	8.803181	Prob. Chi-Square(4)	0.066212

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 11:21
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.137137	0.572892	0.239377	0.8132
LOG(FIN_DC)	0.679596	0.433616	1.567276	0.1327
(LOG(FIN_DC))^2	-0.087023	0.057939	-1.501974	0.1487
LOG(TOF)	-0.270549	0.177078	-1.527856	0.1422
(LOG(TOF))^2	0.012623	0.008907	1.417254	0.1718

R-squared	0.352127	Mean dependent var	0.016239
Adjusted R-squared	0.222553	S.D. dependent var	0.018061
S.E. of regression	0.015925	Akaike info criterion	-5.264994
Sum squared resid	0.005072	Schwarz criterion	-5.021219
Log likelihood	70.81243	F-statistic	2.717565
Durbin-Watson stat	1.608743	Prob(F-statistic)	0.058906


Equation: EQ46 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 11:22
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.494	0.494	6.8555	0.009
2	0.366	0.161	10.777	0.005
3	-0.005	-0.320	10.777	0.013
4	-0.171	-0.179	11.717	0.020
5	-0.429	-0.286	17.934	0.003
6	-0.369	-0.008	22.761	0.001
7	-0.251	0.140	25.122	0.001
8	0.006	0.173	25.123	0.001
9	0.141	0.024	25.962	0.002
10	0.302	0.012	30.064	0.001
11	0.275	-0.057	33.713	0.000
12	0.067	-0.289	33.945	0.001

Equation: EQ46 Workfile: INPLABURA WORKFILE::...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.39879	Prob. F(1,21)	0.004063
Obs*R-squared	8.279610	Prob. Chi-Square(1)	0.004009

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 08:44
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.073049	0.311042	0.234854	0.8166
LOG(FIN_DC)	0.225291	0.142465	1.581378	0.1287
LOG(TOF)	-0.091860	0.059557	-1.542385	0.1379
RESID(-1)	0.670806	0.208020	3.224715	0.0041

R-squared	0.331184	Mean dependent var	5.88E-16
Adjusted R-squared	0.235639	S.D. dependent var	0.130060
S.E. of regression	0.113709	Akaike info criterion	-1.364707
Sum squared resid	0.271523	Schwarz criterion	-1.169687
Log likelihood	21.05883	F-statistic	3.466263
Durbin-Watson stat	1.847770	Prob(F-statistic)	0.034517

Equation: EQ46 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: LOG(CA_CS)
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 11:26
Sample (adjusted): 1985 2004
Included observations: 20 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.281230	0.387570	3.305805	0.0045
LOG(FIN_DC)	-0.135178	0.151720	-0.890973	0.3861
LOG(TOF)	0.306174	0.053807	5.690218	0.0000
AR(5)	0.060320	0.130914	0.460761	0.6512

R-squared	0.807698	Mean dependent var	3.945819
Adjusted R-squared	0.771642	S.D. dependent var	0.171547
S.E. of regression	0.081977	Akaike info criterion	-1.987906
Sum squared resid	0.107523	Schwarz criterion	-1.788760
Log likelihood	23.87906	F-statistic	22.40088
Durbin-Watson stat	1.901493	Prob(F-statistic)	0.000006

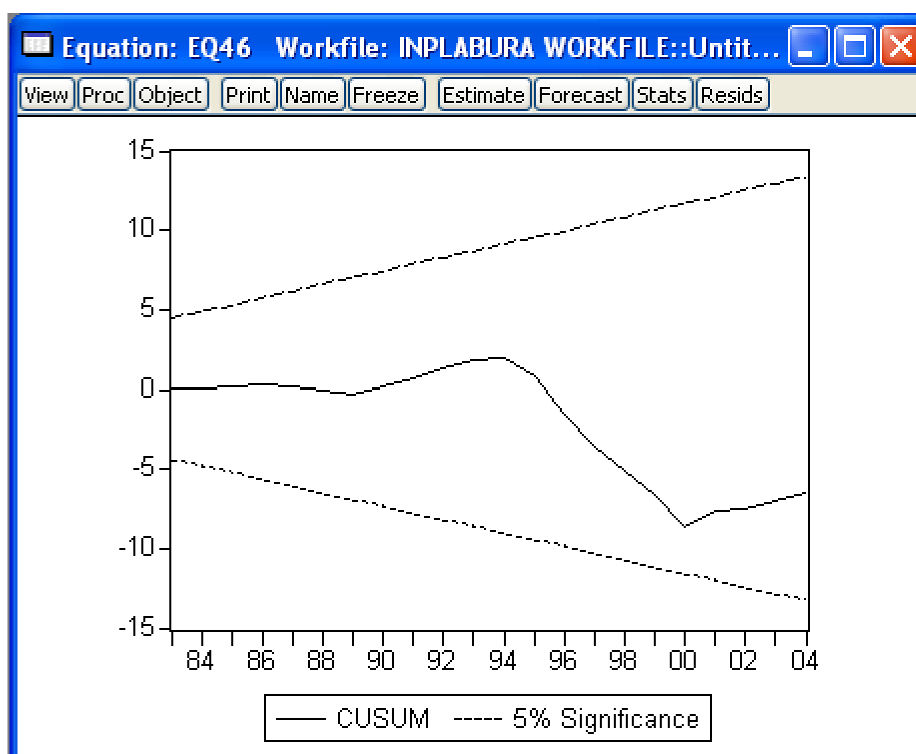
Inverted AR Roots	.57	.18+.54i	.18-.54i	-.46-.34i
	-.46+.34i			

Equation: EQ46 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	41.55466	Prob. F(3,19)	0.000000
Log likelihood ratio	50.57596	Prob. Chi-Square(3)	0.000000


Equation: EQ46 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View
Proc
Object
Print
Name
Freeze
Estimate
Forecast
Stats
Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84
86
88
90
92
94
96
98
00
02
04
CUSUM
5% Significance

6.5.2 Fonction de comportement: consommation privé, prix constant (EQ47)

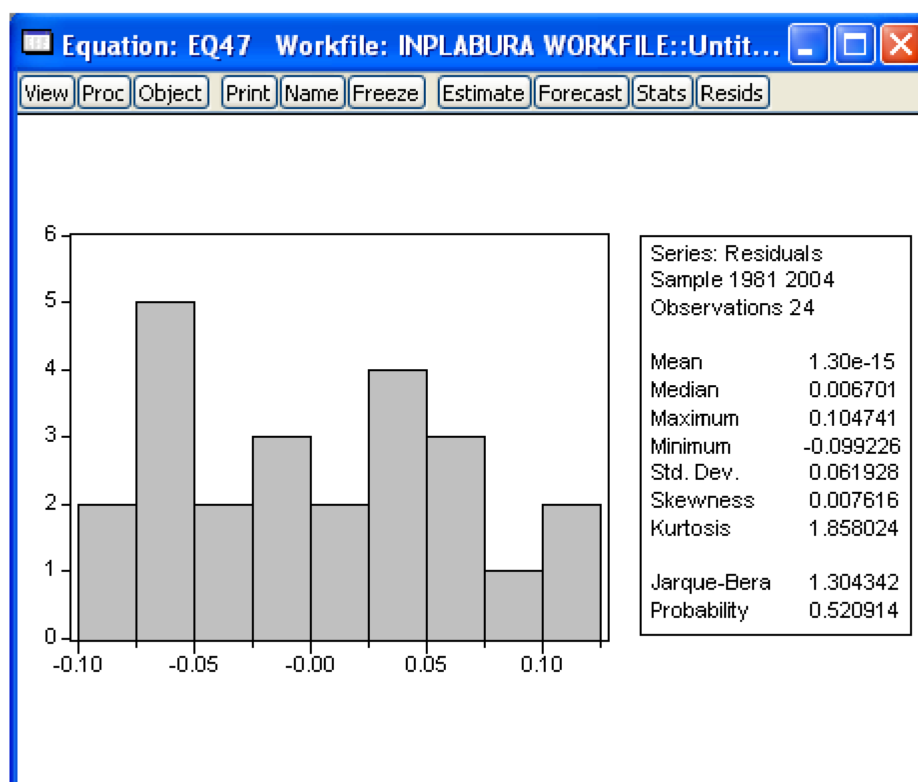
Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(CP_CS)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1981 2004
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.644062	0.633550	-1.016592	0.3215
LOG(PNN)	1.090087	0.113150	9.634011	0.0000
EP	-0.002225	0.001318	-1.688859	0.1068
INT	0.002026	0.002211	0.916493	0.3703

R-squared	0.880110	Mean dependent var	5.480289
Adjusted R-squared	0.862127	S.D. dependent var	0.178854
S.E. of regression	0.066411	Akaike info criterion	-2.434899
Sum squared resid	0.088208	Schwarz criterion	-2.238557
Log likelihood	33.21879	F-statistic	48.93991
Durbin-Watson stat	0.973865	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
6
5
4
3
2
1
0
-0.10 -0.05 -0.00 0.05 0.10
Series: Residuals
Sample 1981 2004
Observations 24
Mean 1.30e-15
Median 0.006701
Maximum 0.104741
Minimum -0.099226
Std. Dev. 0.061928
Skewness 0.007616
Kurtosis 1.858024
Jarque-Bera 1.304342
Probability 0.520914

Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

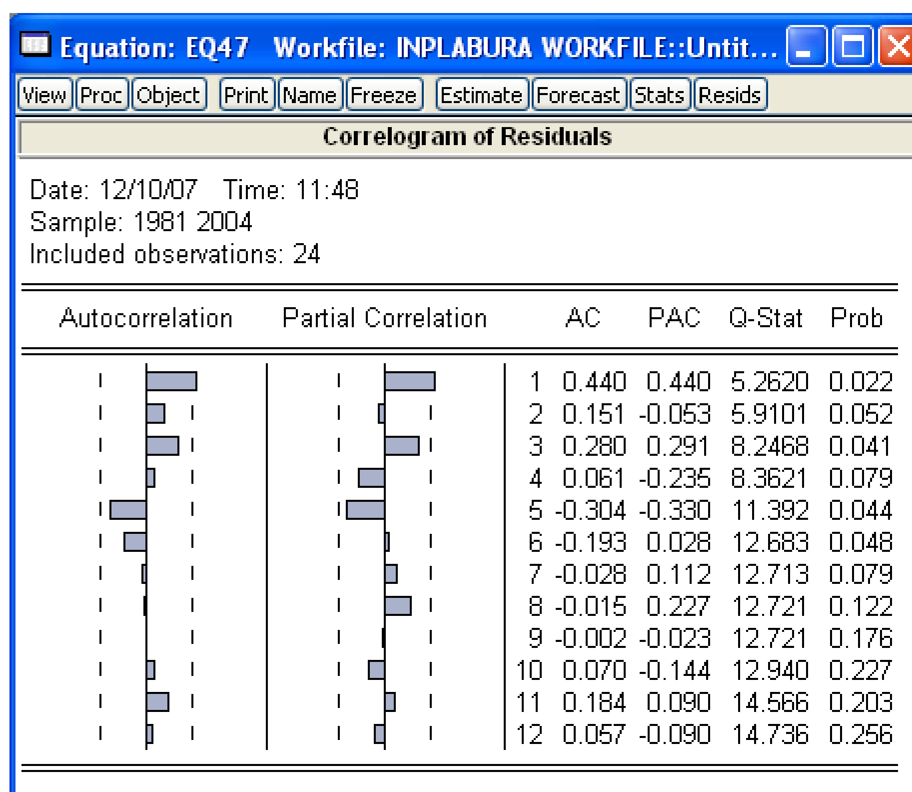
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	2.477070	Prob. F(6,17)	0.065954
Obs*R-squared	11.19495	Prob. Chi-Square(6)	0.082535

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 11:47
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.948064	1.292124	-1.507644	0.1500
LOG(PNN)	0.709535	0.460382	1.541187	0.1417
(LOG(PNN))^2	-0.064427	0.040988	-1.571867	0.1344
EP	0.000139	7.63E-05	1.820792	0.0863
EP^2	3.81E-06	1.97E-06	1.929291	0.0706
INT	-0.000310	0.000113	-2.743047	0.0139
INT^2	-1.44E-05	9.03E-06	-1.597939	0.1285

R-squared	0.466456	Mean dependent var	0.003675
Adjusted R-squared	0.278146	S.D. dependent var	0.003478
S.E. of regression	0.002955	Akaike info criterion	-8.572346
Sum squared resid	0.000148	Schwarz criterion	-8.228747
Log likelihood	109.8682	F-statistic	2.477070
Durbin-Watson stat	1.594251	Prob(F-statistic)	0.065954


Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 11:48
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.440	0.440	5.2620	0.022
2	0.151	-0.053	5.9101	0.052
3	0.280	0.291	8.2468	0.041
4	0.061	-0.235	8.3621	0.079
5	-0.304	-0.330	11.392	0.044
6	-0.193	0.028	12.683	0.048
7	-0.028	0.112	12.713	0.079
8	-0.015	0.227	12.721	0.122
9	-0.002	-0.023	12.721	0.176
10	0.070	-0.144	12.940	0.227
11	0.184	0.090	14.566	0.203
12	0.057	-0.090	14.736	0.256

Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::U...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.395927	Prob. F(1,19)	0.031438
Obs*R-squared	5.308355	Prob. Chi-Square(1)	0.021223

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 08:46
Sample: 1981 2004
Included observations: 24
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.201064	0.580130	-0.346584	0.7327
LOG(PNN)	0.035277	0.103569	0.340610	0.7371
EP	-0.000314	0.001201	-0.261779	0.7963
INT	-0.000552	0.002016	-0.274023	0.7870
RESID(-1)	0.502228	0.216206	2.322913	0.0314

R-squared	0.221181	Mean dependent var	1.30E-15
Adjusted R-squared	0.057220	S.D. dependent var	0.061928
S.E. of regression	0.060131	Akaike info criterion	-2.601543
Sum squared resid	0.068698	Schwarz criterion	-2.356115
Log likelihood	36.21852	F-statistic	1.348982
Durbin-Watson stat	1.917324	Prob(F-statistic)	0.288521

Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(CP_CS)
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 11:52
Sample (adjusted): 1982 2004
Included observations: 23 after adjustments
Convergence achieved after 38 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.120897	0.872124	-0.138624	0.8913
LOG(PNN)	0.997645	0.155223	6.427157	0.0000
EP	-0.001027	0.001346	-0.762913	0.4554
INT	0.001039	0.001650	0.629310	0.5371
AR(1)	0.486651	0.202410	2.404283	0.0272

R-squared	0.915571	Mean dependent var	5.489446
Adjusted R-squared	0.896809	S.D. dependent var	0.177028
S.E. of regression	0.056867	Akaike info criterion	-2.706535
Sum squared resid	0.058210	Schwarz criterion	-2.459688
Log likelihood	36.12515	F-statistic	48.79916
Durbin-Watson stat	1.875086	Prob(F-statistic)	0.000000

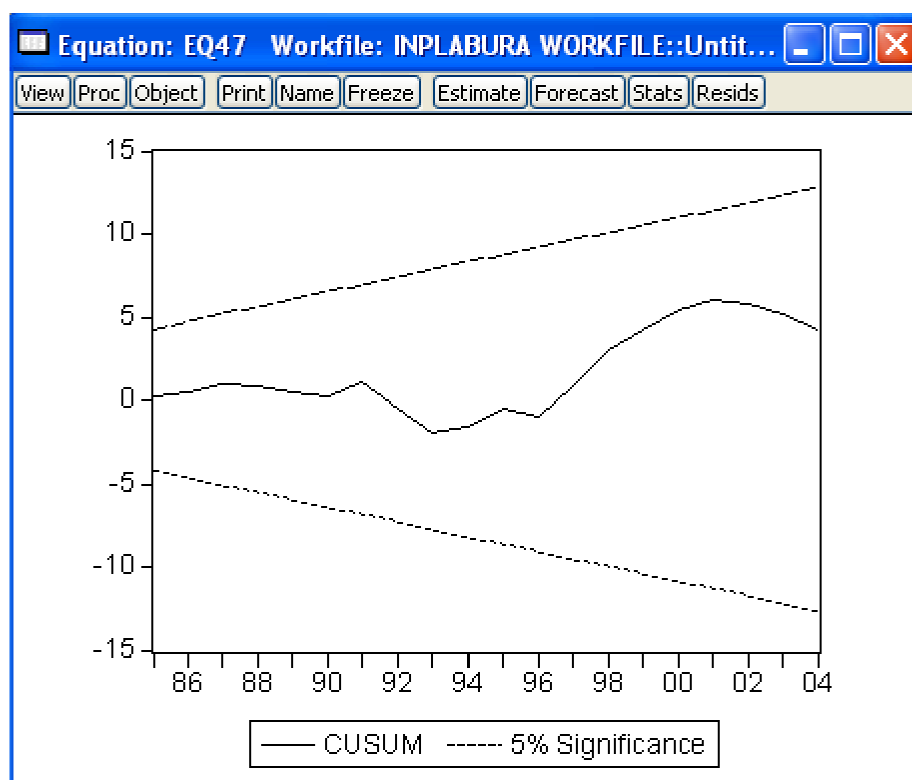
Inverted AR Roots .49

Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	3.210657	Prob. F(4,16)	0.040912
Log likelihood ratio	14.14238	Prob. Chi-Square(4)	0.006854


Equation: EQ47 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
86 88 90 92 94 96 98 00 02 04
CUSUM
5% Significance

6.6 Module III: Prix relatifs, déflateurs implicites et indices des prix

6.6.1 Fonction de comportement : déflateur implicite du PIB au prix du marché (EQ54)

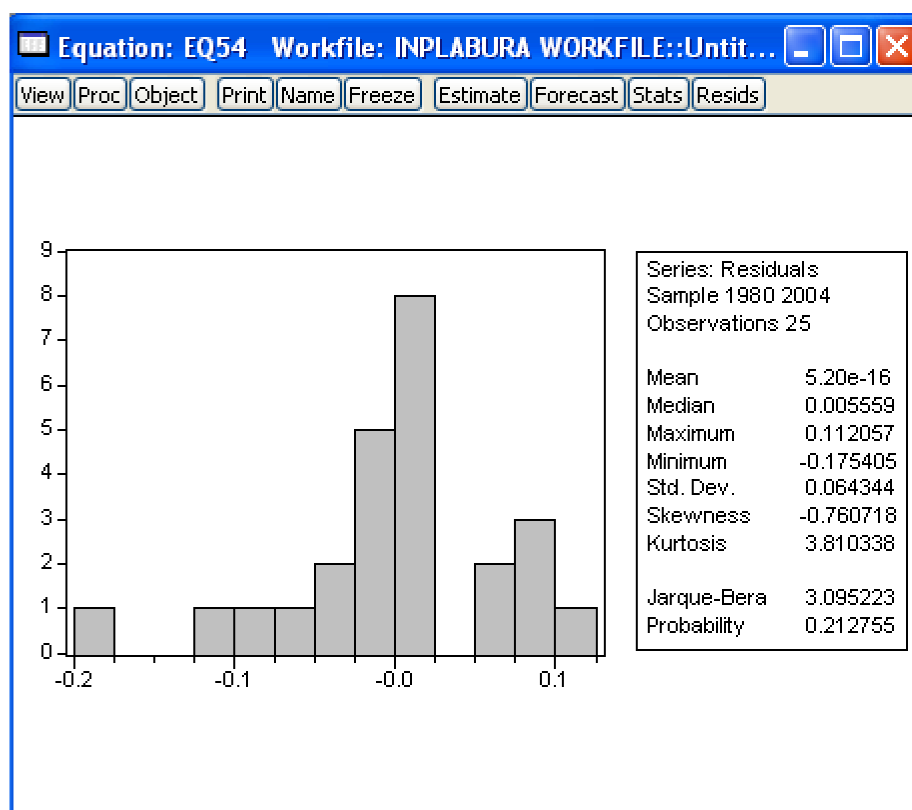
Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(IP_PIB_M)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.030978	0.359878	-0.086080	0.9323
LOG(IN_TX_USD)	0.542839	0.298905	1.816093	0.0844
LOG(M2)	-0.060549	0.093975	-0.644307	0.5267
LOG(IP_X)	0.264207	0.079253	3.333701	0.0033
LOG(IP_M)	0.105258	0.248203	0.424080	0.6760

R-squared	0.990592	Mean dependent var	4.370580
Adjusted R-squared	0.988711	S.D. dependent var	0.663396
S.E. of regression	0.070486	Akaike info criterion	-2.289958
Sum squared resid	0.099365	Schwarz criterion	-2.046183
Log likelihood	33.62447	F-statistic	526.4900
Durbin-Watson stat	1.122691	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
9
8
7
6
5
4
3
2
1
0
-0.2
-0.1
-0.0
0.1
Series: Residuals
Sample 1980 2004
Observations 25
Mean 5.20e-16
Median 0.005559
Maximum 0.112057
Minimum -0.175405
Std. Dev. 0.064344
Skewness -0.760718
Kurtosis 3.810338
Jarque-Bera 3.095223
Probability 0.212755

Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

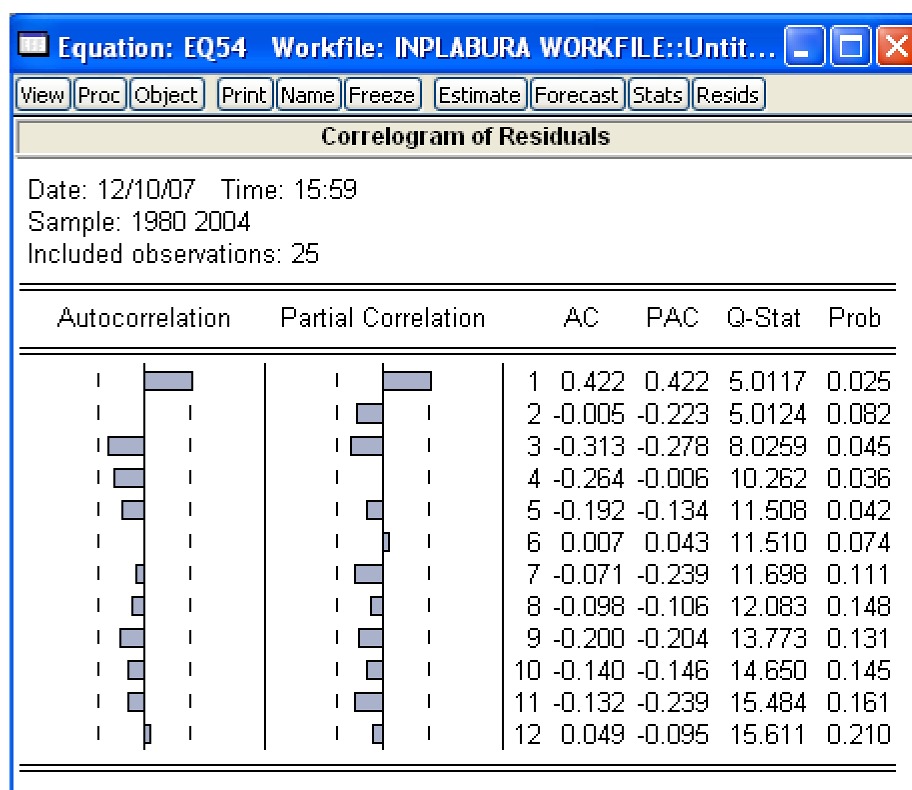
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.338699	Prob. F(8,16)	0.294008
Obs*R-squared	10.02411	Prob. Chi-Square(8)	0.263338

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 15:59
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.194552	0.242665	-0.801732	0.4345
LOG(IN_TX_USD)	0.194585	0.204802	0.950114	0.3562
(LOG(IN_TX_USD))^2	-0.017822	0.018484	-0.964203	0.3493
LOG(M2)	-0.019201	0.051490	-0.372899	0.7141
(LOG(M2))^2	0.004011	0.007118	0.563581	0.5809
LOG(IP_X)	-0.036909	0.085037	-0.434039	0.6701
(LOG(IP_X))^2	0.005431	0.009698	0.559994	0.5832
LOG(IP_M)	-0.100593	0.130795	-0.769087	0.4530
(LOG(IP_M))^2	0.009501	0.014859	0.639370	0.5316

R-squared	0.400964	Mean dependent var	0.003975
Adjusted R-squared	0.101446	S.D. dependent var	0.006800
S.E. of regression	0.006446	Akaike info criterion	-6.976922
Sum squared resid	0.000665	Schwarz criterion	-6.538127
Log likelihood	96.21152	F-statistic	1.338699
Durbin-Watson stat	2.388540	Prob(F-statistic)	0.294008


Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 15:59
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.422	0.422	5.0117	0.025
2	-0.005	-0.223	5.0124	0.082
3	-0.313	-0.278	8.0259	0.045
4	-0.264	-0.006	10.262	0.036
5	-0.192	-0.134	11.508	0.042
6	0.007	0.043	11.510	0.074
7	-0.071	-0.239	11.698	0.111
8	-0.098	-0.106	12.083	0.148
9	-0.200	-0.204	13.773	0.131
10	-0.140	-0.146	14.650	0.145
11	-0.132	-0.239	15.484	0.161
12	0.049	-0.095	15.611	0.210

Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::U...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.765850	Prob. F(1,19)	0.041780
Obs*R-squared	5.013338	Prob. Chi-Square(1)	0.025153

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 09:00
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.205918	0.343347	0.599737	0.5558
LOG(IN_TX_USD)	-0.111197	0.278893	-0.398709	0.6946
LOG(M2)	0.057369	0.090125	0.636549	0.5320
LOG(IP_X)	-0.009592	0.072836	-0.131692	0.8966
LOG(IP_M)	0.054163	0.229038	0.236480	0.8156
RESID(-1)	0.475049	0.217605	2.183083	0.0418

R-squared	0.200534	Mean dependent var	5.20E-16
Adjusted R-squared	-0.009852	S.D. dependent var	0.064344
S.E. of regression	0.064661	Akaike info criterion	-2.433769
Sum squared resid	0.079439	Schwarz criterion	-2.141238
Log likelihood	36.42211	F-statistic	0.953170
Durbin-Watson stat	1.777531	Prob(F-statistic)	0.470269

Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	1.216361	Prob. F(5,15)	0.348886
Log likelihood ratio	8.509007	Prob. Chi-Square(5)	0.130325

Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

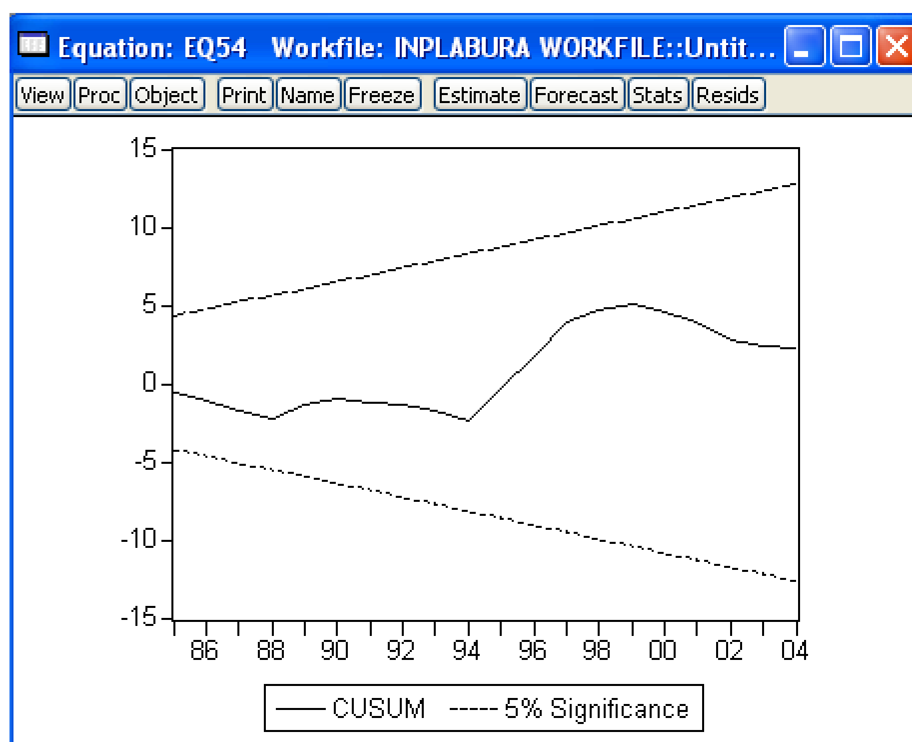
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	4.765850	Prob. F(1,19)	0.041780
Obs*R-squared	5.013338	Prob. Chi-Square(1)	0.025153

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:21
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.205918	0.343347	0.599737	0.5558
LOG(IN_TX_USD)	-0.111197	0.278893	-0.398709	0.6946
LOG(M2)	0.057369	0.090125	0.636549	0.5320
LOG(IP_X)	-0.009592	0.072836	-0.131692	0.8966
LOG(IP_M)	0.054163	0.229038	0.236480	0.8156
RESID(-1)	0.475049	0.217605	2.183083	0.0418

R-squared	0.200534	Mean dependent var	5.20E-16
Adjusted R-squared	-0.009852	S.D. dependent var	0.064344
S.E. of regression	0.064661	Akaike info criterion	-2.433769
Sum squared resid	0.079439	Schwarz criterion	-2.141238
Log likelihood	36.42211	F-statistic	0.953170
Durbin-Watson stat	1.777531	Prob(F-statistic)	0.470269


Equation: EQ54 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
86 88 90 92 94 96 98 00 02 04
CUSUM
5% Significance

6.6.2 Fonction de comportement: Taux de change (EQ56)

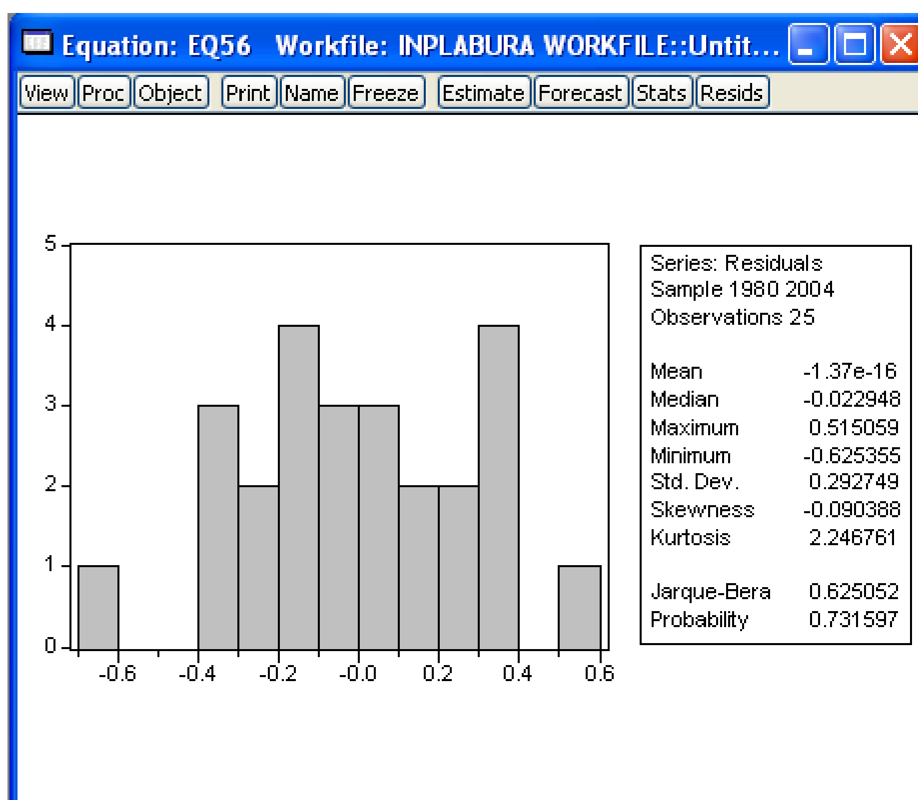
Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(IN_TX_USD)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.958057	1.164781	7.690765	0.0000
DINT	-0.047115	0.034647	-1.359840	0.1890
LOG(RESM)	-0.168741	0.117211	-1.439643	0.1654
LOG(TOF)	-0.348713	0.107738	-3.236664	0.0041
LOG(TPRIVE)	0.898880	0.156918	5.728331	0.0000

R-squared	0.878242	Mean dependent var	5.501986
Adjusted R-squared	0.853890	S.D. dependent var	0.838969
S.E. of regression	0.320691	Akaike info criterion	0.740177
Sum squared resid	2.056850	Schwarz criterion	0.983952
Log likelihood	-4.252209	F-statistic	36.06490
Durbin-Watson stat	1.222358	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
5
4
3
2
1
0
-0.6 -0.4 -0.2 -0.0 0.2 0.4 0.6
Series: Residuals
Sample 1980 2004
Observations 25
Mean -1.37e-16
Median -0.022948
Maximum 0.515059
Minimum -0.625355
Std. Dev. 0.292749
Skewness -0.090388
Kurtosis 2.246761
Jarque-Bera 0.625052
Probability 0.731597

Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

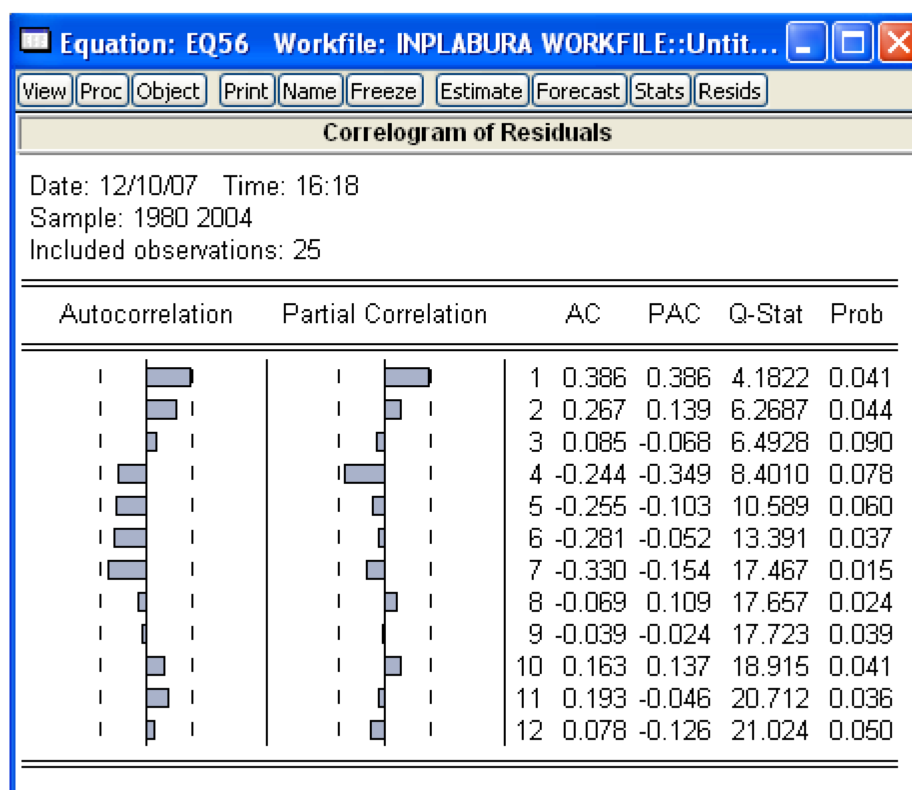
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.619194	Prob. F(8,16)	0.749990
Obs*R-squared	5.910159	Prob. Chi-Square(8)	0.657295

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:17
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.217138	3.951867	0.561036	0.5825
DINT	0.008231	0.032441	0.253725	0.8029
DINT^2	0.000374	0.001588	0.235266	0.8170
LOG(RESM)	-0.041750	0.174863	-0.238759	0.8143
(LOG(RESM))^2	0.018959	0.056516	0.335464	0.7416
LOG(TOF)	-0.440572	0.787377	-0.559544	0.5835
(LOG(TOF))^2	0.021321	0.038986	0.546888	0.5920
LOG(TPRIVE)	0.108228	0.091782	1.179186	0.2556
(LOG(TPRIVE))^2	-0.013616	0.041927	-0.324760	0.7496

R-squared	0.236406	Mean dependent var	0.082274
Adjusted R-squared	-0.145390	S.D. dependent var	0.093760
S.E. of regression	0.100345	Akaike info criterion	-1.486695
Sum squared resid	0.161106	Schwarz criterion	-1.047899
Log likelihood	27.58368	F-statistic	0.619194
Durbin-Watson stat	2.215783	Prob(F-statistic)	0.749990


Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 16:18
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.386	0.386	4.1822	0.041
		2	0.267	0.139	6.2687	0.044
		3	0.085	-0.068	6.4928	0.090
		4	-0.244	-0.349	8.4010	0.078
		5	-0.255	-0.103	10.589	0.060
		6	-0.281	-0.052	13.391	0.037
		7	-0.330	-0.154	17.467	0.015
		8	-0.069	0.109	17.657	0.024
		9	-0.039	-0.024	17.723	0.039
		10	0.163	0.137	18.915	0.041
		11	0.193	-0.046	20.712	0.036
		12	0.078	-0.126	21.024	0.050

Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.282250	Prob. F(1,19)	0.021447
Obs*R-squared	6.212115	Prob. Chi-Square(1)	0.012688

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:18
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.069999	1.036357	0.067543	0.9469
DINT	-0.022168	0.032060	-0.691436	0.4977
LOG(RESM)	0.190061	0.128911	1.474359	0.1568
LOG(TOF)	-0.005610	0.095851	-0.058532	0.9539
LOG(TPRIVE)	-0.192755	0.159352	-1.209618	0.2413
RESID(-1)	0.644385	0.257091	2.506442	0.0214

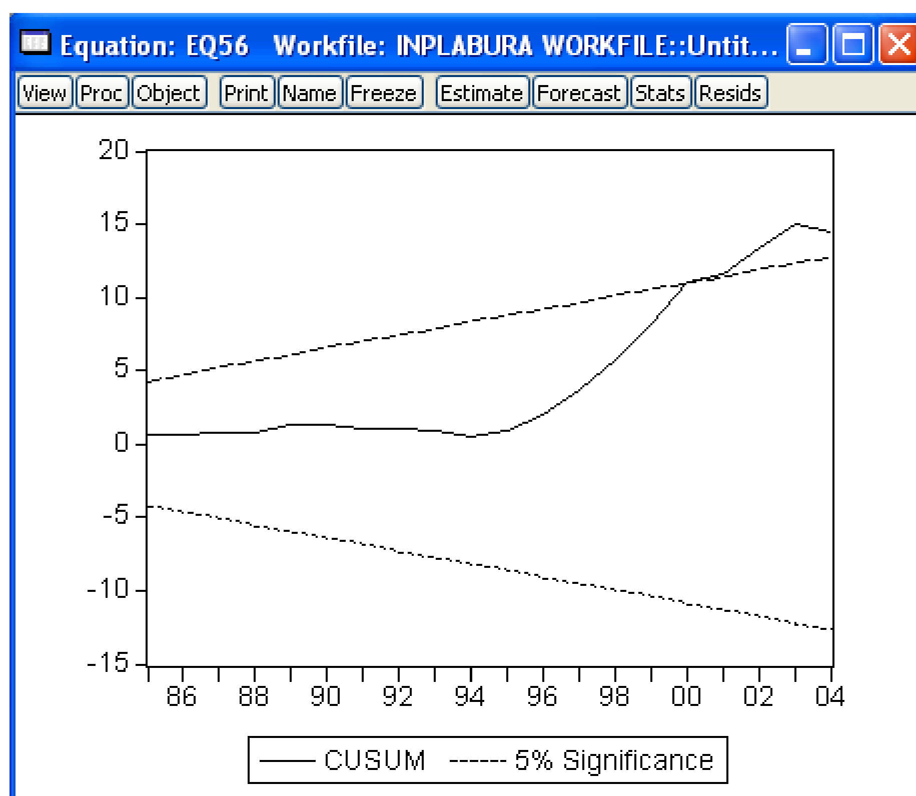
R-squared	0.248485	Mean dependent var	-1.37E-16
Adjusted R-squared	0.050717	S.D. dependent var	0.292749
S.E. of regression	0.285229	Akaike info criterion	0.534513
Sum squared resid	1.545754	Schwarz criterion	0.827043
Log likelihood	-0.681414	F-statistic	1.256450
Durbin-Watson stat	2.100887	Prob(F-statistic)	0.322737

Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	6.921183	Prob. F(5,15)	0.001553
Log likelihood ratio	29.90150	Prob. Chi-Square(5)	0.000015


Equation: EQ56 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
20
15
10
5
0
-5
-10
-15
86 88 90 92 94 96 98 00 02 04
CUSUM
5% Significance

6.7 Module V: Finances publiques

6.7.1 Fonction de comportement : total recettes courantes (EQ81)

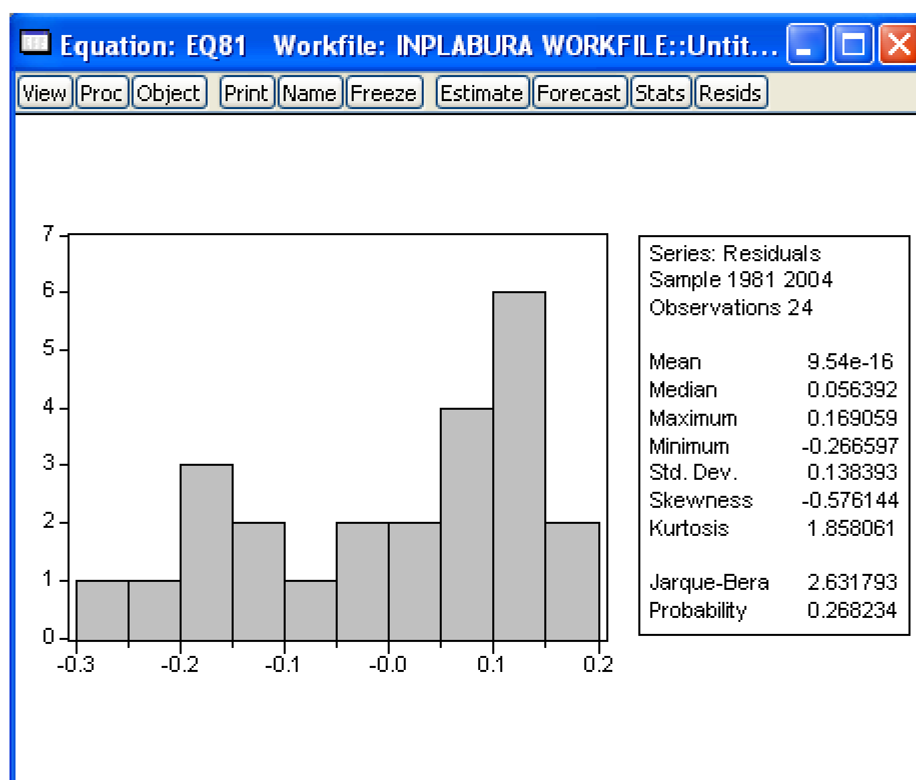
Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(FIN_RC)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1981 2004
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.330350	0.256272	-5.191171	0.0000
LOG(PIB_F_CR)	-0.121254	0.499960	-0.242527	0.8107
LOG(PIB_F_CR(-1))	1.092466	0.511391	2.136262	0.0446

R-squared	0.950686	Mean dependent var	3.791610
Adjusted R-squared	0.945990	S.D. dependent var	0.623203
S.E. of regression	0.144833	Akaike info criterion	-0.910003
Sum squared resid	0.440508	Schwarz criterion	-0.762747
Log likelihood	13.92004	F-statistic	202.4229
Durbin-Watson stat	0.900315	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Series: Residuals
Sample 1981 2004
Observations 24
Mean 9.54e-16
Median 0.056392
Maximum 0.169059
Minimum -0.266597
Std. Dev. 0.138393
Skewness -0.576144
Kurtosis 1.858061
Jarque-Bera 2.631793
Probability 0.268234
-0.3 -0.2 -0.1 -0.0 0.1 0.2
0 1 2 3 4 5 6 7

Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

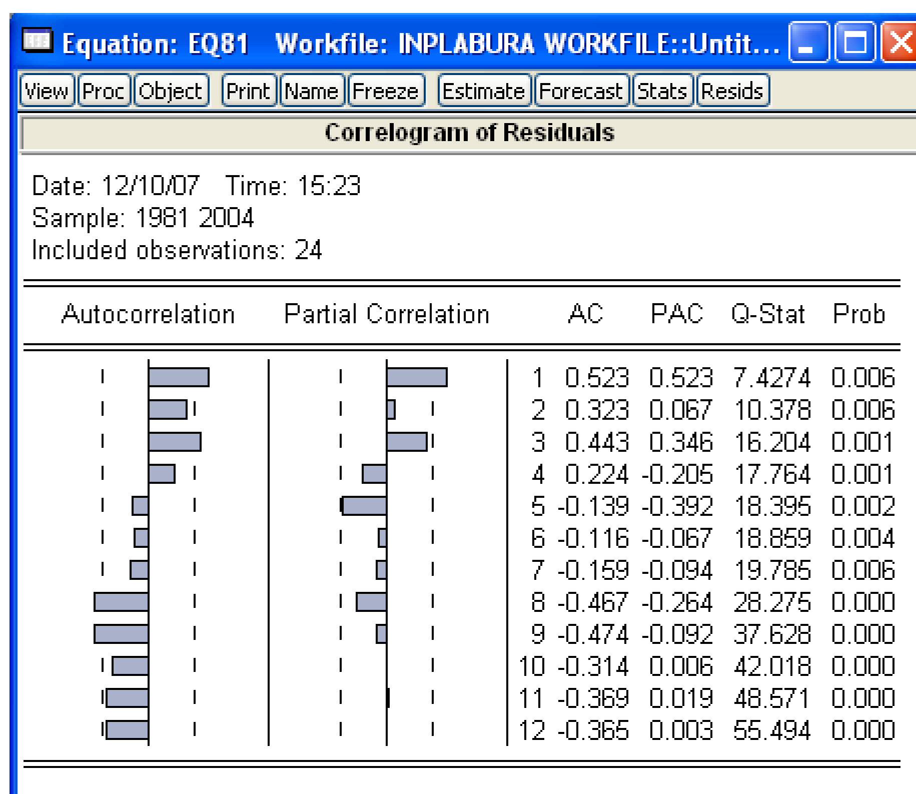
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.167591	Prob. F(4,19)	0.356258
Obs*R-squared	4.735403	Prob. Chi-Square(4)	0.315540

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 15:22
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.477066	0.286964	-1.662461	0.1128
LOG(PIB_F_CR)	0.439789	0.653545	0.672928	0.5091
(LOG(PIB_F_CR))^2	-0.035992	0.060846	-0.591537	0.5611
LOG(PIB_F_CR(-1))	-0.255796	0.660924	-0.387028	0.7030
(LOG(PIB_F_CR(-1)))^2	0.018985	0.062632	0.303125	0.7651

R-squared	0.197308	Mean dependent var	0.018355
Adjusted R-squared	0.028321	S.D. dependent var	0.017368
S.E. of regression	0.017120	Akaike info criterion	-5.114081
Sum squared resid	0.005569	Schwarz criterion	-4.868653
Log likelihood	66.36898	F-statistic	1.167591
Durbin-Watson stat	2.038623	Prob(F-statistic)	0.356258


Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 15:23
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.523	0.523	7.4274	0.006
		2	0.323	0.067	10.378	0.006
		3	0.443	0.346	16.204	0.001
		4	0.224	-0.205	17.764	0.001
		5	-0.139	-0.392	18.395	0.002
		6	-0.116	-0.067	18.859	0.004
		7	-0.159	-0.094	19.785	0.006
		8	-0.467	-0.264	28.275	0.000
		9	-0.474	-0.092	37.628	0.000
		10	-0.314	0.006	42.018	0.000
		11	-0.369	0.019	48.571	0.000
		12	-0.365	0.003	55.494	0.000

Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::U...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.099683	Prob. F(1,20)	0.009985
Obs*R-squared	6.917957	Prob. Chi-Square(1)	0.008533

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 09:01
Sample: 1981 2004
Included observations: 24
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.042715	0.222052	-0.192364	0.8494
LOG(PIB_F_CR)	-0.159080	0.435808	-0.365024	0.7189
LOG(PIB_F_CR(-1))	0.170379	0.446127	0.381908	0.7066
RESID(-1)	0.550906	0.193572	2.845994	0.0100

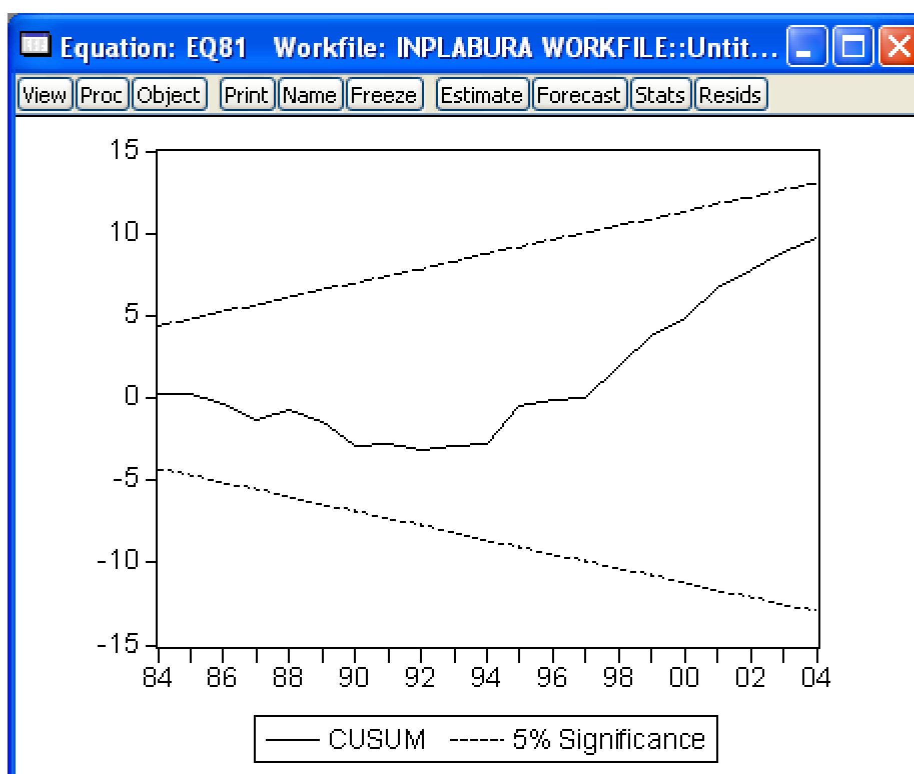
R-squared	0.288248	Mean dependent var	9.54E-16
Adjusted R-squared	0.181485	S.D. dependent var	0.138393
S.E. of regression	0.125206	Akaike info criterion	-1.166696
Sum squared resid	0.313532	Schwarz criterion	-0.970354
Log likelihood	18.00035	F-statistic	2.699894
Durbin-Watson stat	2.038982	Prob(F-statistic)	0.073110

Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	10.81942	Prob. F(3,18)	0.000272
Log likelihood ratio	24.73859	Prob. Chi-Square(3)	0.000018


Equation: EQ81 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84 86 88 90 92 94 96 98 00 02 04
CUSUM ------ 5% Significance

6.7.2 Fonction de comportement : total dépenses sur biens et services (EQ82)

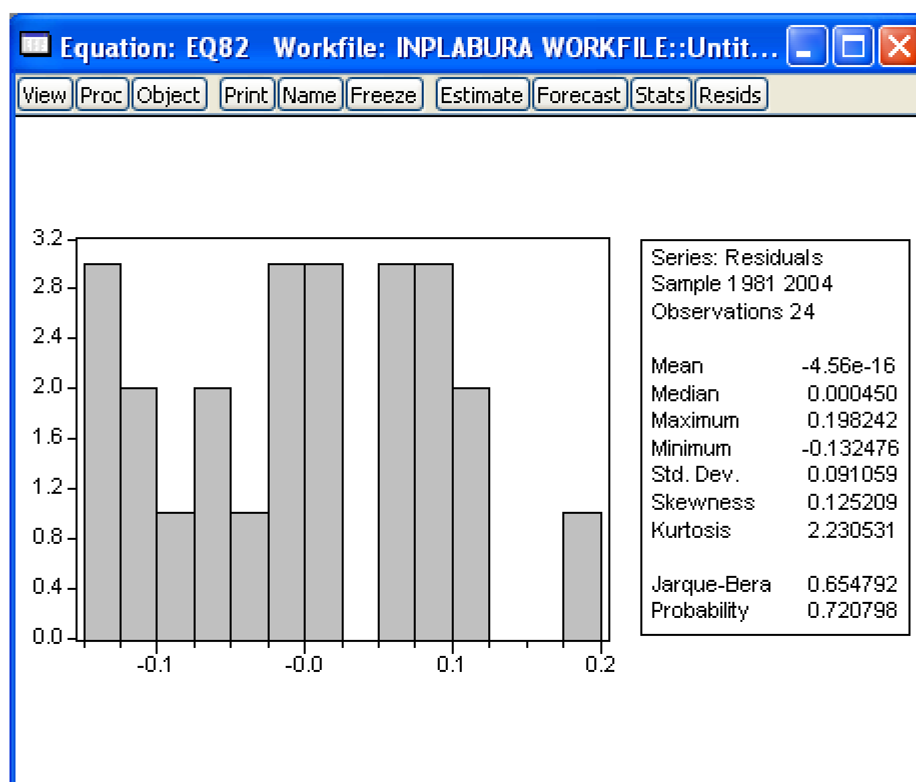
Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(D_BS)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1981 2004
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.800156	0.168620	-22.53675	0.0000
LOG(PIB_F_CR)	0.945671	0.328961	2.874721	0.0091
LOG(PIB_F_CR(-1))	0.358952	0.336483	1.066778	0.2982

R-squared	0.988132	Mean dependent var	3.180710
Adjusted R-squared	0.987002	S.D. dependent var	0.835857
S.E. of regression	0.095296	Akaike info criterion	-1.747179
Sum squared resid	0.190710	Schwarz criterion	-1.599923
Log likelihood	23.96615	F-statistic	874.2257
Durbin-Watson stat	1.044890	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
3.2
2.8
2.4
2.0
1.6
1.2
0.8
0.4
0.0
-0.1
-0.0
0.1
0.2
Series: Residuals
Sample 1981 2004
Observations 24
Mean -4.56e-16
Median 0.000450
Maximum 0.198242
Minimum -0.132476
Std. Dev. 0.091059
Skewness 0.125209
Kurtosis 2.230531
Jarque-Bera 0.654792
Probability 0.720798

Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

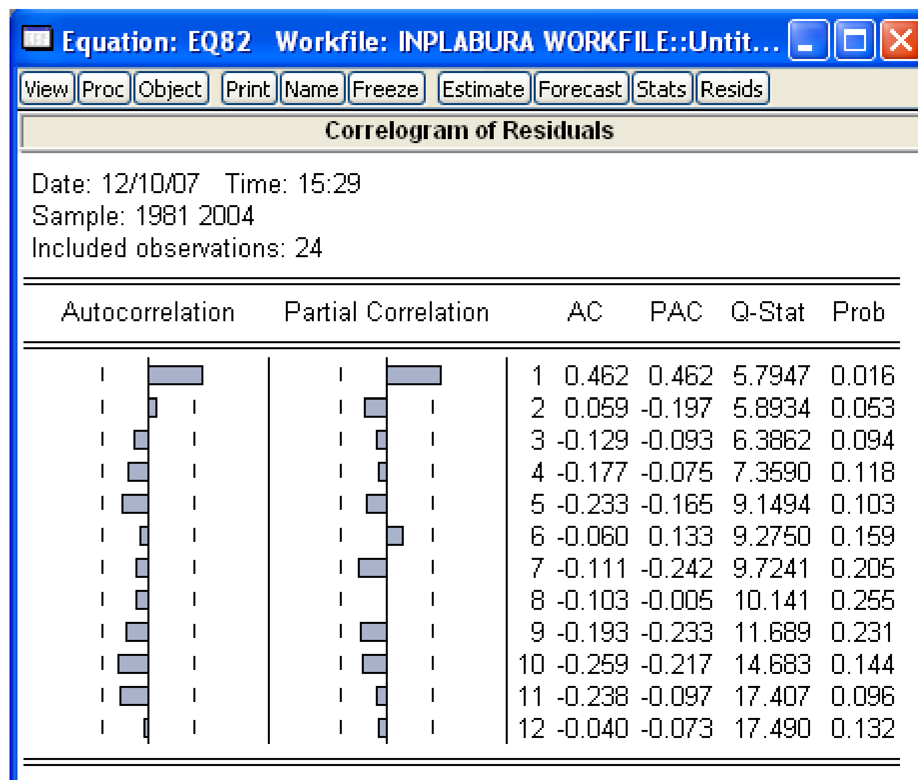
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.153467	Prob. F(4,19)	0.959087
Obs*R-squared	0.751143	Prob. Chi-Square(4)	0.944875

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 15:28
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.060987	0.163438	-0.373152	0.7132
LOG(PIB_F_CR)	0.120504	0.372223	0.323743	0.7497
(LOG(PIB_F_CR))^2	-0.009421	0.034654	-0.271864	0.7887
LOG(PIB_F_CR(-1))	-0.097384	0.376425	-0.258706	0.7986
(LOG(PIB_F_CR(-1)))^2	0.007481	0.035671	0.209728	0.8361

R-squared	0.031298	Mean dependent var	0.007946
Adjusted R-squared	-0.172640	S.D. dependent var	0.009004
S.E. of regression	0.009751	Akaike info criterion	-6.239921
Sum squared resid	0.001806	Schwarz criterion	-5.994493
Log likelihood	79.87905	F-statistic	0.153467
Durbin-Watson stat	2.002629	Prob(F-statistic)	0.959087


Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 15:29
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.462	0.462	5.7947	0.016
2	0.059	-0.197	5.8934	0.053
3	-0.129	-0.093	6.3862	0.094
4	-0.177	-0.075	7.3590	0.118
5	-0.233	-0.165	9.1494	0.103
6	-0.060	0.133	9.2750	0.159
7	-0.111	-0.242	9.7241	0.205
8	-0.103	-0.005	10.141	0.255
9	-0.193	-0.233	11.689	0.231
10	-0.259	-0.217	14.683	0.144
11	-0.238	-0.097	17.407	0.096
12	-0.040	-0.073	17.490	0.132

Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.372303	Prob. F(1,20)	0.013327
Obs*R-squared	6.464026	Prob. Chi-Square(1)	0.011008

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 09:03
Sample: 1981 2004
Included observations: 24
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.018490	0.147851	0.125055	0.9017
LOG(PIB_F_CR)	-0.382274	0.320694	-1.192020	0.2472
LOG(PIB_F_CR(-1))	0.385095	0.327075	1.177389	0.2529
RESID(-1)	0.582778	0.214635	2.715198	0.0133

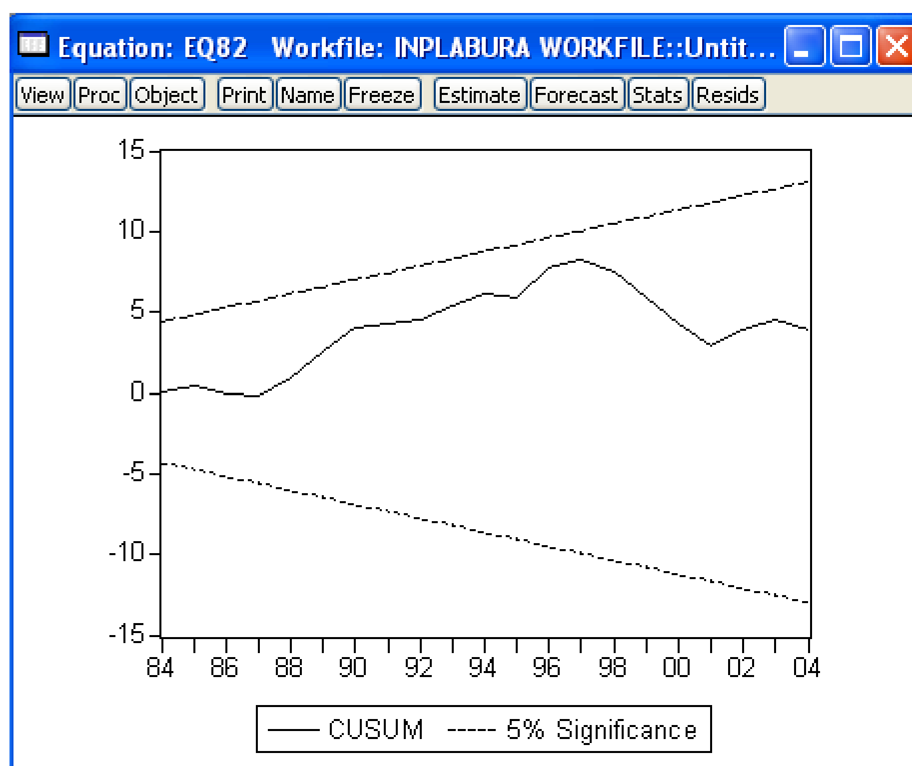
R-squared	0.269334	Mean dependent var	-4.56E-16
Adjusted R-squared	0.159735	S.D. dependent var	0.091059
S.E. of regression	0.083470	Akaike info criterion	-1.977645
Sum squared resid	0.139345	Schwarz criterion	-1.781303
Log likelihood	27.73175	F-statistic	2.457434
Durbin-Watson stat	1.793191	Prob(F-statistic)	0.092643

Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	2.098092	Prob. F(3,18)	0.136238
Log likelihood ratio	7.196857	Prob. Chi-Square(3)	0.065881


Equation: EQ82 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View
Proc
Object
Print
Name
Freeze
Estimate
Forecast
Stats
Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84
86
88
90
92
94
96
98
00
02
04
CUSUM
5% Significance

6.8 Module VI : Situation monétaire

6.8.1 Fonction de comportement : demande de monnaie (EQ126)

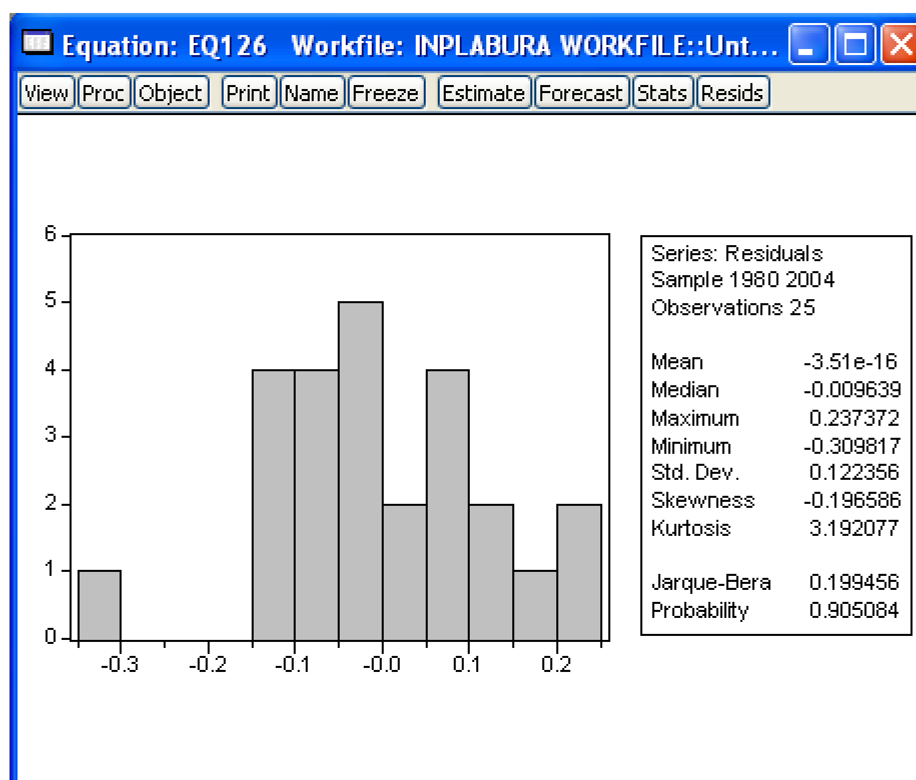
Equation: EQ126 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: LOG(MD/IP_C)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.782967	1.261371	-4.584666	0.0001
LOG(PIB_M)	0.935280	0.221987	4.213212	0.0004
INT	0.004371	0.003177	1.375722	0.1828

R-squared	0.526674	Mean dependent var	-0.490557
Adjusted R-squared	0.483645	S.D. dependent var	0.177847
S.E. of regression	0.127797	Akaike info criterion	-1.164583
Sum squared resid	0.359305	Schwarz criterion	-1.018318
Log likelihood	17.55729	F-statistic	12.23981
Durbin-Watson stat	1.174761	Prob(F-statistic)	0.000267


Equation: EQ126 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
6
5
4
3
2
1
0
-0.3
-0.2
-0.1
-0.0
0.1
0.2
Series: Residuals
Sample 1980 2004
Observations 25
Mean -3.51e-16
Median -0.009639
Maximum 0.237372
Minimum -0.309817
Std. Dev. 0.122356
Skewness -0.196586
Kurtosis 3.192077
Jarque-Bera 0.199456
Probability 0.905084

Equation: EQ126 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

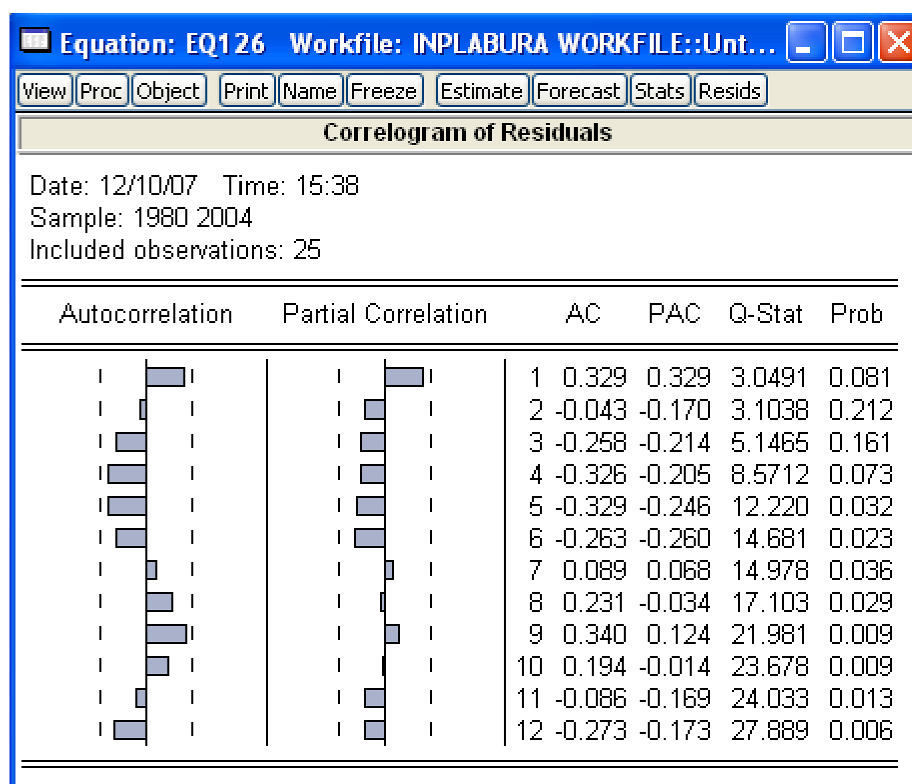
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.513610	Prob. F(4,20)	0.726510
Obs*R-squared	2.328826	Prob. Chi-Square(4)	0.675526

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 15:37
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10.37481	9.371479	-1.107062	0.2814
LOG(PIB_M)	3.670285	3.301267	1.111781	0.2794
(LOG(PIB_M))^2	-0.323910	0.290631	-1.114504	0.2783
INT	-7.41E-05	0.000697	-0.106307	0.9164
INT^2	-4.66E-05	5.09E-05	-0.915455	0.3709

R-squared	0.093153	Mean dependent var	0.014372
Adjusted R-squared	-0.088216	S.D. dependent var	0.021718
S.E. of regression	0.022655	Akaike info criterion	-4.559975
Sum squared resid	0.010265	Schwarz criterion	-4.316200
Log likelihood	61.99969	F-statistic	0.513610
Durbin-Watson stat	1.699685	Prob(F-statistic)	0.726510



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.329	0.329	3.0491	0.081
		2	-0.043	-0.170	3.1038	0.212
		3	-0.258	-0.214	5.1465	0.161
		4	-0.326	-0.205	8.5712	0.073
		5	-0.329	-0.246	12.220	0.032
		6	-0.263	-0.260	14.681	0.023
		7	0.089	0.068	14.978	0.036
		8	0.231	-0.034	17.103	0.029
		9	0.340	0.124	21.981	0.009
		10	0.194	-0.014	23.678	0.009
		11	-0.086	-0.169	24.033	0.013
		12	-0.273	-0.173	27.889	0.006

Equation: EQ126 Workfile: INPLABURA WORKFILE::...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.699949	Prob. F(1,21)	0.068077
Obs*R-squared	3.744895	Prob. Chi-Square(1)	0.052969

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 09:07
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.043855	1.190655	0.036832	0.9710
LOG(PIB_M)	-0.005946	0.209527	-0.028378	0.9776
INT	0.002219	0.003213	0.690758	0.4973
RESID(-1)	0.454946	0.236517	1.923525	0.0681

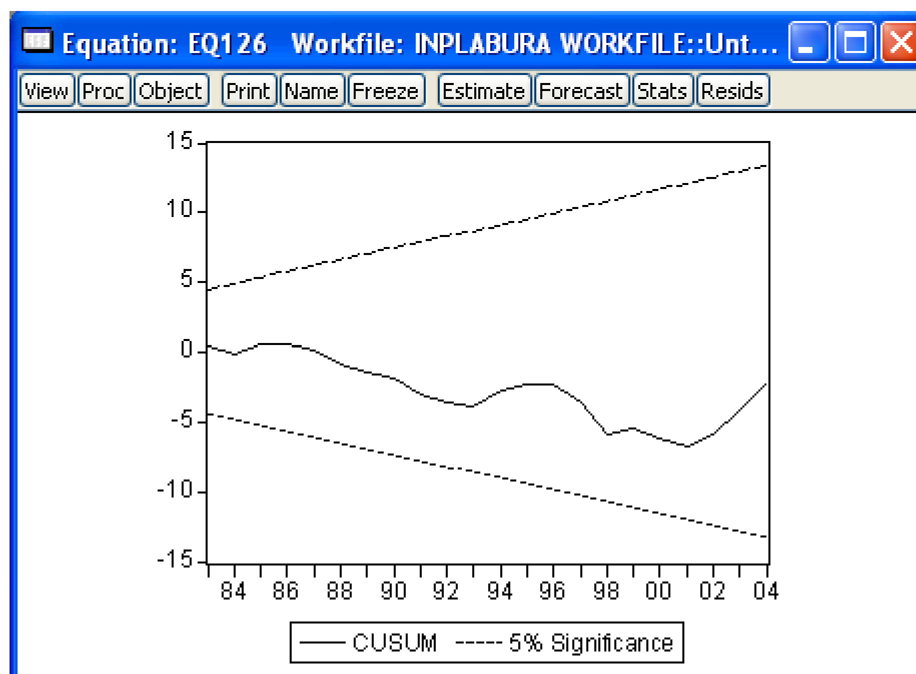
R-squared	0.149796	Mean dependent var	-3.51E-16
Adjusted R-squared	0.028338	S.D. dependent var	0.122356
S.E. of regression	0.120610	Akaike info criterion	-1.246862
Sum squared resid	0.305482	Schwarz criterion	-1.051841
Log likelihood	19.58577	F-statistic	1.233316
Durbin-Watson stat	1.995782	Prob(F-statistic)	0.322540

Equation: EQ126 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	0.727710	Prob. F(3,19)	0.548021
Log likelihood ratio	2.719156	Prob. Chi-Square(3)	0.436982



6.8.2 Fonction de comportement : offre de monnaie (EQ127)

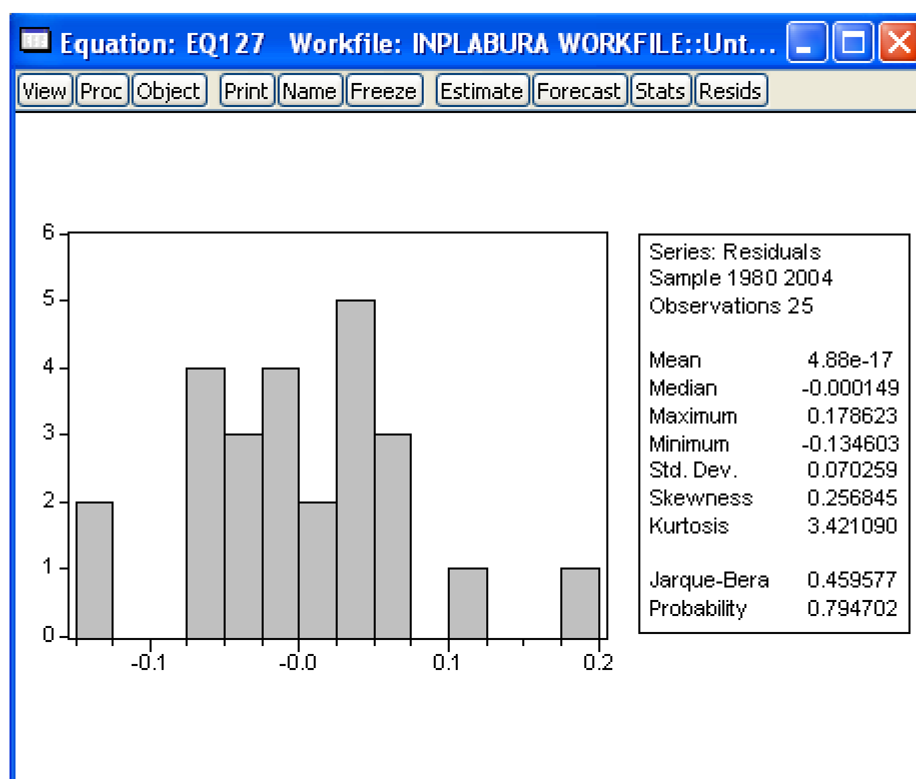
Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Dependent Variable: LOG(MS/IP_C)
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.739339	0.074487	-9.925684	0.0000
AVEXTN/IP_C	1.408615	0.188063	7.490122	0.0000
CRNADM/IP_C	1.928314	0.242316	7.957847	0.0000
LOG(CRNPRIVE/IP...	0.630570	0.064877	9.719401	0.0000

R-squared	0.843933	Mean dependent var	-0.490557
Adjusted R-squared	0.821637	S.D. dependent var	0.177847
S.E. of regression	0.075110	Akaike info criterion	-2.194080
Sum squared resid	0.118472	Schwarz criterion	-1.999060
Log likelihood	31.42600	F-statistic	37.85246
Durbin-Watson stat	1.074138	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
6
5
4
3
2
1
0
-0.1
-0.0
0.1
0.2
Series: Residuals
Sample 1980 2004
Observations 25
Mean 4.88e-17
Median -0.000149
Maximum 0.178623
Minimum -0.134603
Std. Dev. 0.070259
Skewness 0.256845
Kurtosis 3.421090
Jarque-Bera 0.459577
Probability 0.794702

Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

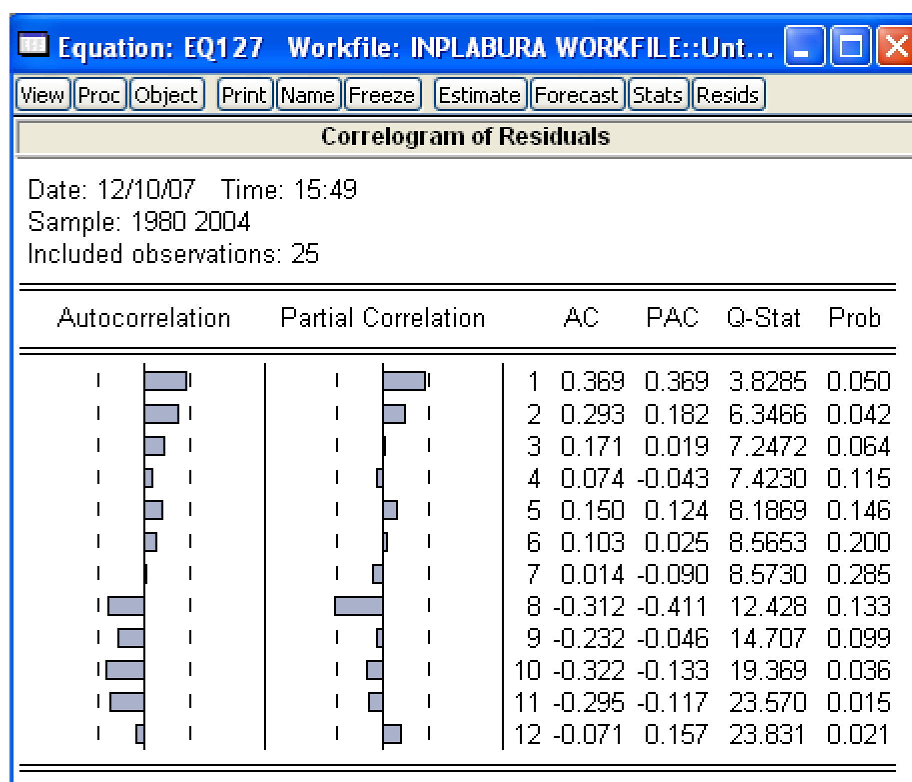
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	0.614379	Prob. F(6,18)	0.716133
Obs*R-squared	4.249545	Prob. Chi-Square(6)	0.642947

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 15:48
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008397	0.012320	0.681623	0.5042
AVEXTN/IP_C	0.020164	0.044315	0.455011	0.6545
(AVEXTN/IP_C)^2	-0.064216	0.075935	-0.845665	0.4088
CRNADM/IP_C	-0.000937	0.064965	-0.014417	0.9887
(CRNADM/IP_C)^2	-0.050104	0.117787	-0.425382	0.6756
LOG(CRNPRIVE/IP_C)	0.007613	0.024235	0.314116	0.7570
(LOG(CRNPRIVE/IP_C))^2	0.008837	0.014863	0.594582	0.5595

R-squared	0.169982	Mean dependent var	0.004739
Adjusted R-squared	-0.106691	S.D. dependent var	0.007526
S.E. of regression	0.007917	Akaike info criterion	-6.608126
Sum squared resid	0.001128	Schwarz criterion	-6.266841
Log likelihood	89.60158	F-statistic	0.614379
Durbin-Watson stat	2.474784	Prob(F-statistic)	0.716133



Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 15:49
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.369	0.369	3.8285	0.050
2	0.293	0.182	6.3466	0.042
3	0.171	0.019	7.2472	0.064
4	0.074	-0.043	7.4230	0.115
5	0.150	0.124	8.1869	0.146
6	0.103	0.025	8.5653	0.200
7	0.014	-0.090	8.5730	0.285
8	-0.312	-0.411	12.428	0.133
9	-0.232	-0.046	14.707	0.099
10	-0.322	-0.133	19.369	0.036
11	-0.295	-0.117	23.570	0.015
12	-0.071	0.157	23.831	0.021

Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE:...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.641028	Prob. F(1,20)	0.070832
Obs*R-squared	3.850327	Prob. Chi-Square(1)	0.049736

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/11/07 Time: 09:09
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027346	0.071651	0.381650	0.7067
AVEXTN/IP_C	-0.087597	0.183096	-0.478421	0.6375
CRNADM/IP_C	-0.058236	0.230410	-0.252747	0.8030
LOG(CRNPRIVE/IP...	-0.003738	0.061178	-0.061097	0.9519
RESID(-1)	0.417436	0.218765	1.908148	0.0708

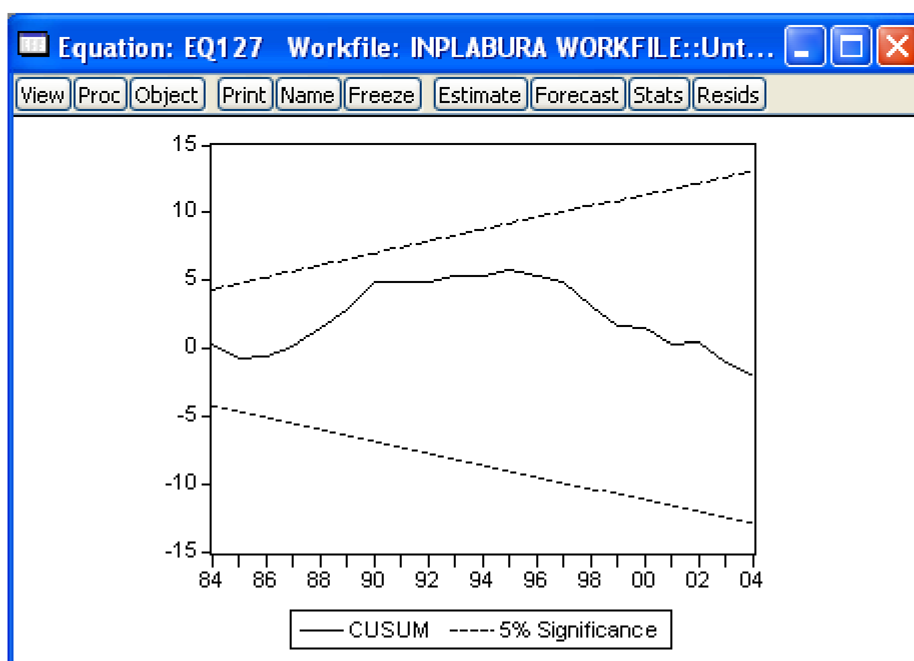
R-squared	0.154013	Mean dependent var	4.88E-17
Adjusted R-squared	-0.015184	S.D. dependent var	0.070259
S.E. of regression	0.070790	Akaike info criterion	-2.281331
Sum squared resid	0.100226	Schwarz criterion	-2.037556
Log likelihood	33.51664	F-statistic	0.910257
Durbin-Watson stat	2.023293	Prob(F-statistic)	0.476972

Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	3.304223	Prob. F(4,17)	0.035517
Log likelihood ratio	14.37970	Prob. Chi-Square(4)	0.006177


Equation: EQ127 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Unt...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84 86 88 90 92 94 96 98 00 02 04
CUSUM
5% Significance

6.9 Module IX: Secteur social

6.9.1 Fonction de comportement : Pauvreté (EQS1)

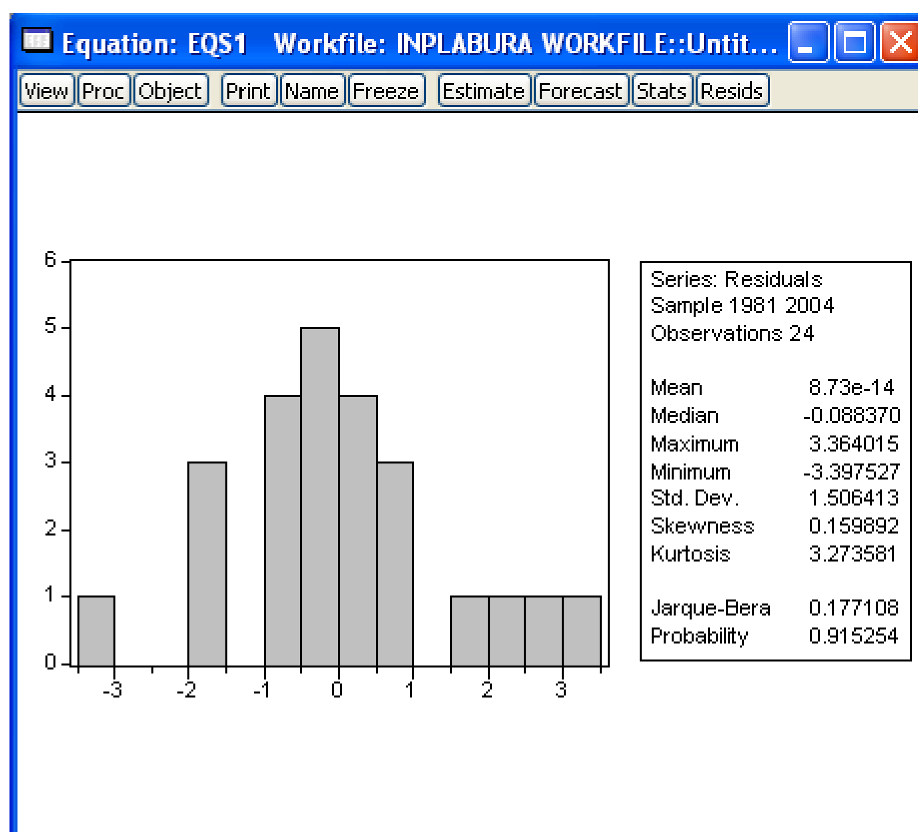
Equation: EQS1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: IP_PAUV
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample (adjusted): 1981 2004
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-295.8957	106.6717	-2.773891	0.0125
LOG(IP_C)	13.03964	3.263620	3.995453	0.0008
TX_SPRI	-0.143691	0.072212	-1.989857	0.0620
LOG(PIB_M/POP_TOT)	-30.37632	11.68854	-2.598812	0.0181
@PCH(PIB_M)	10.18383	7.260232	1.402686	0.1777
(X+M)/PIB_M	-12.32157	9.572666	-1.287162	0.2143

R-squared	0.990562	Mean dependent var	47.62021
Adjusted R-squared	0.987940	S.D. dependent var	15.50586
S.E. of regression	1.702832	Akaike info criterion	4.114781
Sum squared resid	52.19348	Schwarz criterion	4.409294
Log likelihood	-43.37737	F-statistic	377.8222
Durbin-Watson stat	1.825784	Prob(F-statistic)	0.000000



Equation: EQS1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
6
5
4
3
2
1
0
-3 -2 -1 0 1 2 3
Series: Residuals
Sample 1981 2004
Observations 24
Mean 8.73e-14
Median -0.088370
Maximum 3.364015
Minimum -3.397527
Std. Dev. 1.506413
Skewness 0.159892
Kurtosis 3.273581
Jarque-Bera 0.177108
Probability 0.915254

Equation: EQS1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

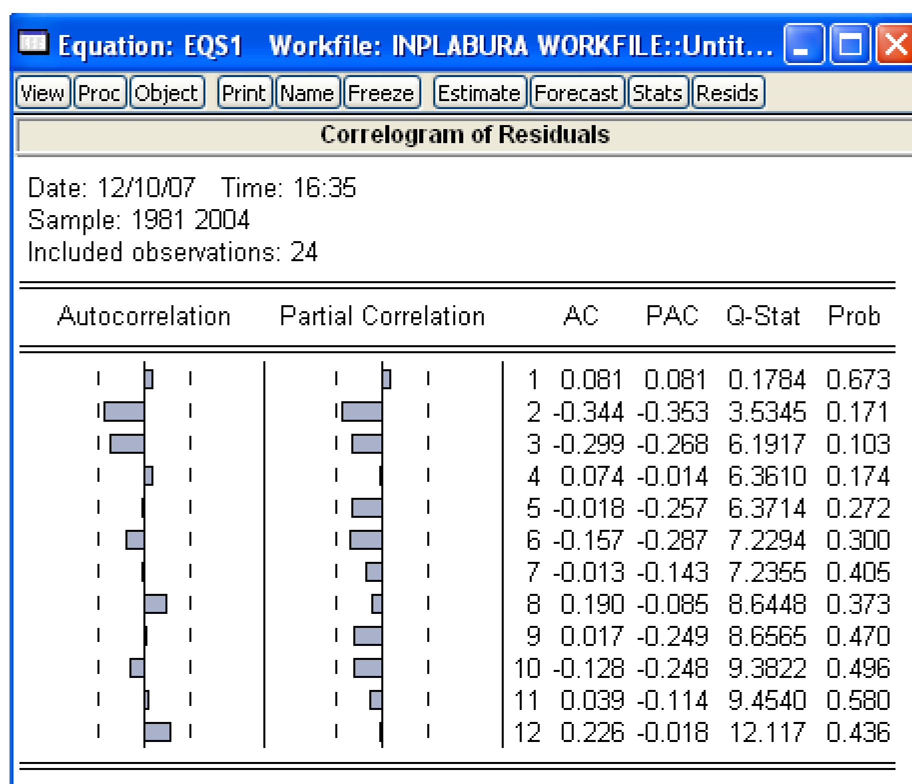
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.271290	Prob. F(10,13)	0.336315
Obs*R-squared	11.86601	Prob. Chi-Square(10)	0.294124

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:34
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15095.77	7142.417	-2.113538	0.0545
LOG(IP_C)	15.23477	39.47610	0.385924	0.7058
(LOG(IP_C))^2	-0.969882	5.397799	-0.179681	0.8602
TX_SPRI	0.109079	0.700661	0.155679	0.8787
TX_SPRI^2	-0.001319	0.007006	-0.188205	0.8536
LOG(PIB_M/POP_TOT)	-3073.724	1436.478	-2.139764	0.0519
(LOG(PIB_M/POP_TOT))^2	-156.7717	72.38909	-2.165682	0.0495
@PCH(PIB_M)	-5.809350	31.49887	-0.184430	0.8565
(@PCH(PIB_M))^2	-196.0927	200.5450	-0.977799	0.3460
(X+M)/PIB_M	-47.93224	137.8830	-0.347630	0.7337
((X+M)/PIB_M)^2	53.77394	220.1816	0.244225	0.8109

R-squared	0.494417	Mean dependent var	2.174728
Adjusted R-squared	0.105507	S.D. dependent var	3.349669
S.E. of regression	3.168038	Akaike info criterion	5.447664
Sum squared resid	130.4740	Schwarz criterion	5.987605
Log likelihood	-54.37197	F-statistic	1.271290
Durbin-Watson stat	2.229868	Prob(F-statistic)	0.336315



Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 16:35
Sample: 1981 2004
Included observations: 24

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.081	0.081	0.1784	0.673
		2	-0.344	-0.353	3.5345	0.171
		3	-0.299	-0.268	6.1917	0.103
		4	0.074	-0.014	6.3610	0.174
		5	-0.018	-0.257	6.3714	0.272
		6	-0.157	-0.287	7.2294	0.300
		7	-0.013	-0.143	7.2355	0.405
		8	0.190	-0.085	8.6448	0.373
		9	0.017	-0.249	8.6565	0.470
		10	-0.128	-0.248	9.3822	0.496
		11	0.039	-0.114	9.4540	0.580
		12	0.226	-0.018	12.117	0.436

Equation: EQS1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.138873	Prob. F(1,17)	0.714009
Obs*R-squared	0.194468	Prob. Chi-Square(1)	0.659224

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:36
Sample: 1981 2004
Included observations: 24
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.98715	115.5826	0.121014	0.9051
LOG(IP_C)	0.426828	3.535284	0.120734	0.9053
TX_SPRI	-0.009507	0.078277	-0.121450	0.9048
LOG(PIB_M/POP_TOT)	1.538878	12.67040	0.121455	0.9048
@PCH(PIB_M)	0.646477	7.639950	0.084618	0.9336
(X+M)/PIB_M	-0.201523	9.825097	-0.020511	0.9839
RESID(-1)	0.099913	0.268108	0.372657	0.7140

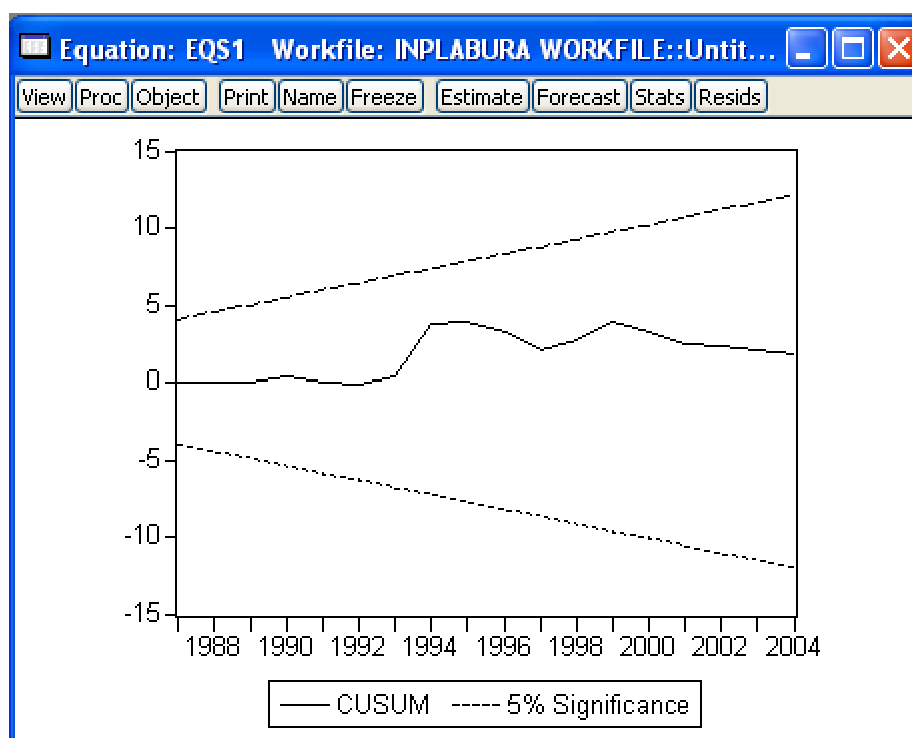
R-squared	0.008103	Mean dependent var	8.73E-14
Adjusted R-squared	-0.341979	S.D. dependent var	1.506413
S.E. of regression	1.745087	Akaike info criterion	4.189978
Sum squared resid	51.77056	Schwarz criterion	4.533577
Log likelihood	-43.27974	F-statistic	0.023146
Durbin-Watson stat	1.921062	Prob(F-statistic)	0.999928

Equation: EQS1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	1.183031	Prob. F(6,12)	0.377275
Log likelihood ratio	11.15248	Prob. Chi-Square(6)	0.083777


Equation: EQS1 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
1988 1990 1992 1994 1996 1998 2000 2002 2004
CUSUM
5% Significance

6.9.2 Fonction de comportement : Education (EQS2)

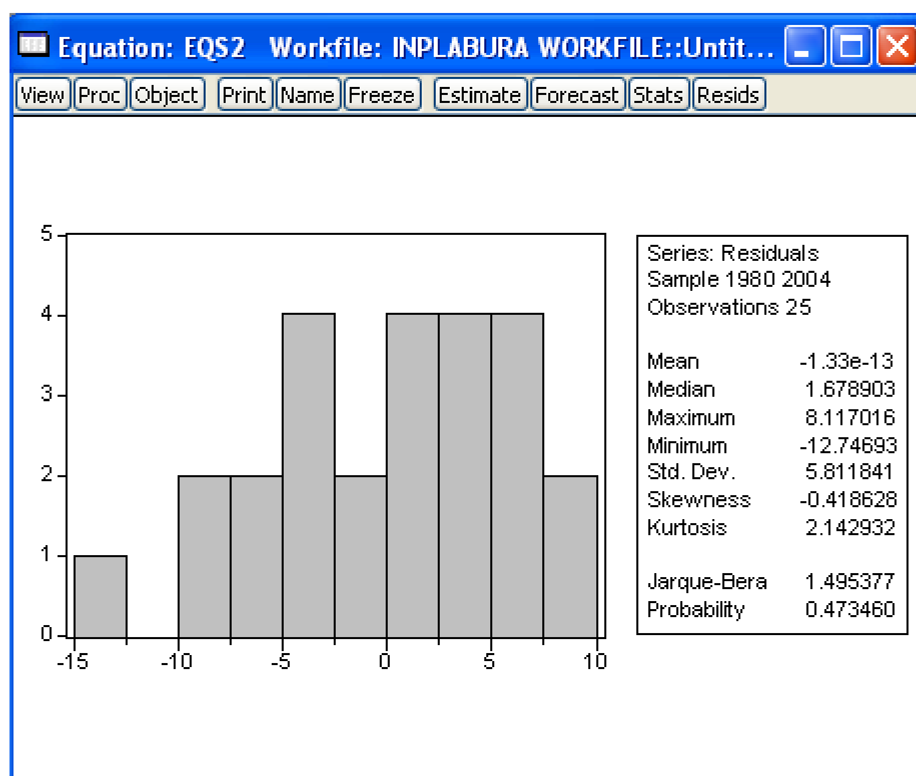
Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: TX_SPRI
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:39
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	589.7879	126.5539	4.660369	0.0001
LOG(PIB_M/POP_TOT)	85.08518	11.19691	7.598989	0.0000
LOG(D_EDU)	37.99406	13.48093	2.818357	0.0103
TX_URB	-4.761211	7.073544	-0.673101	0.5082

R-squared	0.855349	Mean dependent var	56.99600
Adjusted R-squared	0.834684	S.D. dependent var	15.28102
S.E. of regression	6.213119	Akaike info criterion	6.636850
Sum squared resid	810.6599	Schwarz criterion	6.831870
Log likelihood	-78.96062	F-statistic	41.39219
Durbin-Watson stat	0.595530	Prob(F-statistic)	0.000000


Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Series: Residuals
Sample 1980 2004
Observations 25
Mean -1.33e-13
Median 1.678903
Maximum 8.117016
Minimum -12.74693
Std. Dev. 5.811841
Skewness -0.418628
Kurtosis 2.142932
Jarque-Bera 1.495377
Probability 0.473460

Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

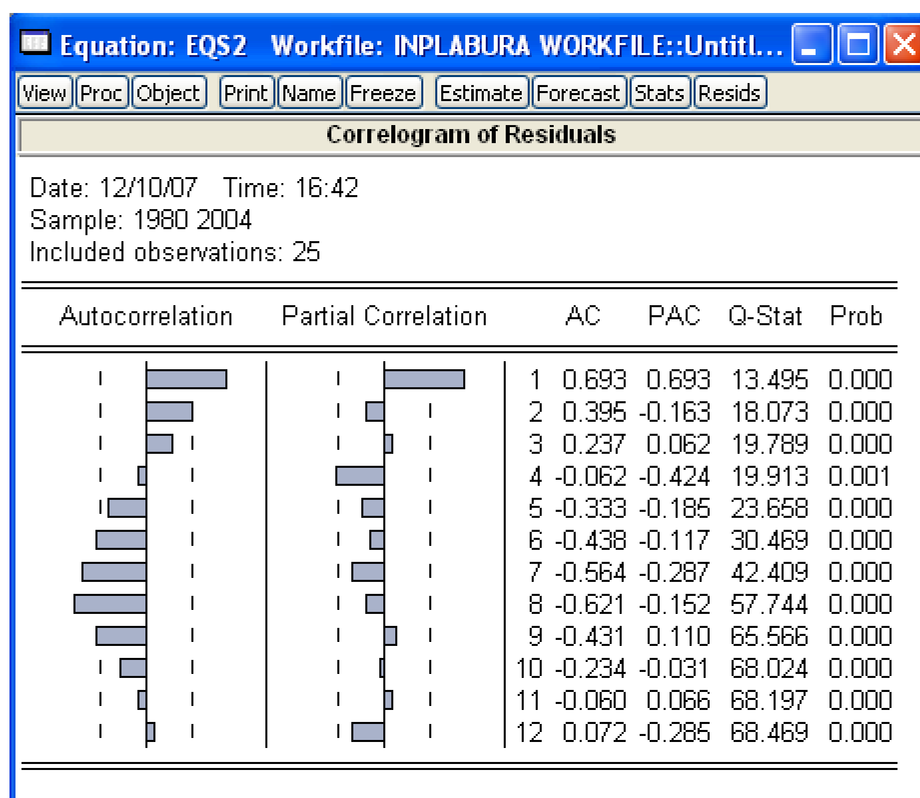
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.228586	Prob. F(6,18)	0.337569
Obs*R-squared	7.263574	Prob. Chi-Square(6)	0.297158

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:41
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-109070.9	49920.61	-2.184888	0.0424
LOG(PIB_M/POP_TOT)	-21472.52	10248.60	-2.095166	0.0506
(LOG(PIB_M/POP_TOT))^2	-1086.752	519.1379	-2.093377	0.0507
LOG(D_EDU)	727.4502	1158.571	0.627886	0.5380
(LOG(D_EDU))^2	-38.96212	61.80745	-0.630379	0.5364
TX_URB	-86.36930	246.1995	-0.350810	0.7298
TX_URB^2	6.107339	16.05579	0.380382	0.7081

R-squared	0.290543	Mean dependent var	32.42640
Adjusted R-squared	0.054057	S.D. dependent var	35.38125
S.E. of regression	34.41166	Akaike info criterion	10.14616
Sum squared resid	21314.92	Schwarz criterion	10.48745
Log likelihood	-119.8270	F-statistic	1.228586
Durbin-Watson stat	2.264599	Prob(F-statistic)	0.337569


Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Correlogram of Residuals

Date: 12/10/07 Time: 16:42
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.693	0.693	13.495	0.000
		2	0.395	-0.163	18.073	0.000
		3	0.237	0.062	19.789	0.000
		4	-0.062	-0.424	19.913	0.001
		5	-0.333	-0.185	23.658	0.000
		6	-0.438	-0.117	30.469	0.000
		7	-0.564	-0.287	42.409	0.000
		8	-0.621	-0.152	57.744	0.000
		9	-0.431	0.110	65.566	0.000
		10	-0.234	-0.031	68.024	0.000
		11	-0.060	0.066	68.197	0.000
		12	0.072	-0.285	68.469	0.000

Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	34.32007	Prob. F(1,20)	0.000010
Obs*R-squared	15.79530	Prob. Chi-Square(1)	0.000071

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:45
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.90593	78.70938	0.138559	0.8912
LOG(PIB_M/POP_TOT)	-12.59698	7.286402	-1.728834	0.0992
LOG(D_EDU)	-23.11710	9.264421	-2.495256	0.0214
TX_URB	10.60455	4.756060	2.229693	0.0374
RESID(-1)	0.912097	0.155692	5.858334	0.0000

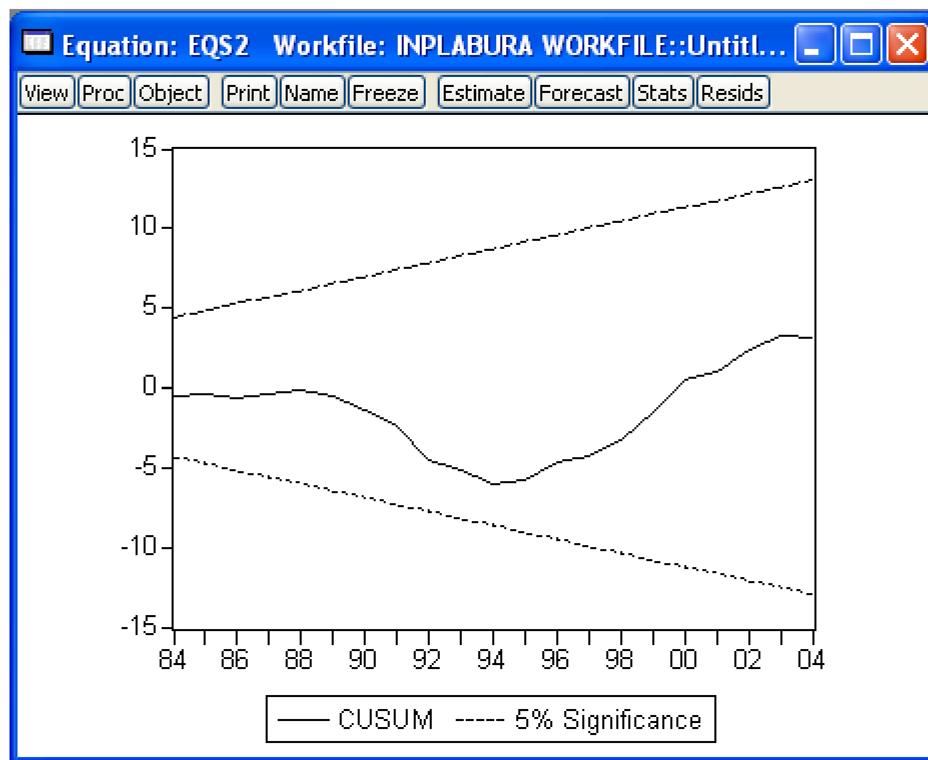
R-squared	0.631812	Mean dependent var	-1.33E-13
Adjusted R-squared	0.558174	S.D. dependent var	5.811841
S.E. of regression	3.863129	Akaike info criterion	5.717688
Sum squared resid	298.4753	Schwarz criterion	5.961463
Log likelihood	-66.47110	F-statistic	8.580019
Durbin-Watson stat	1.806867	Prob(F-statistic)	0.000335

Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untitl...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	3.100905	Prob. F(4,17)	0.043532
Log likelihood ratio	13.69761	Prob. Chi-Square(4)	0.008325


Equation: EQS2 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untitl...
View
Proc
Object
Print
Name
Freeze
Estimate
Forecast
Stats
Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84
86
88
90
92
94
96
98
00
02
04
CUSUM
5% Significance

6.9.3 Fonction de comportement : Santé (EQS3)

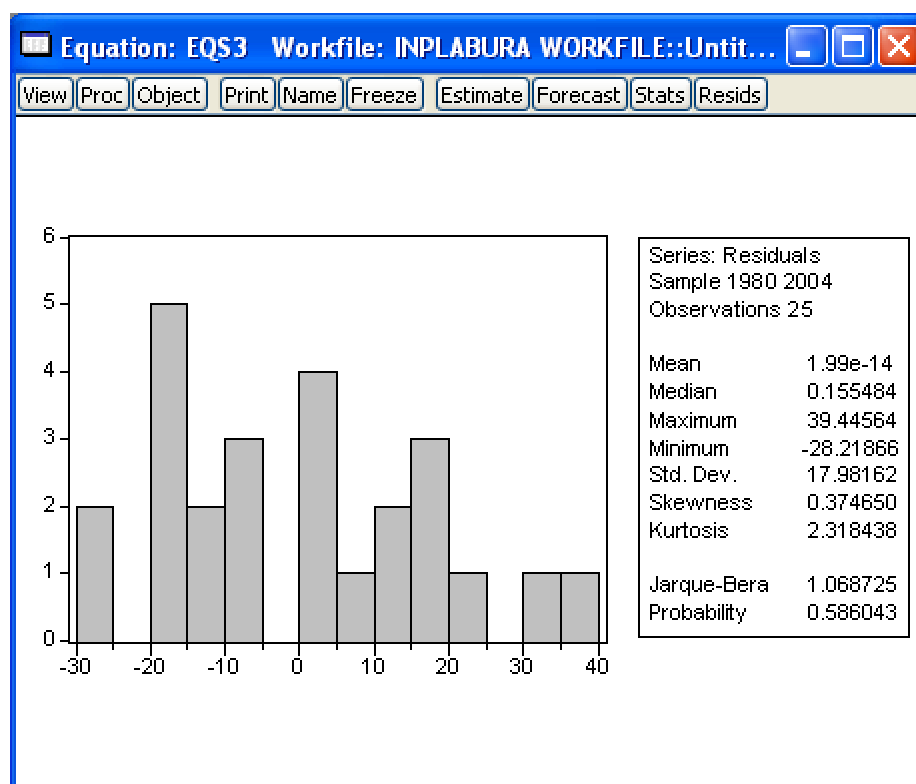
Equation: EQS3 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: TX_MINF
Method: Least Squares
Date: 11/28/07 Time: 15:54
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	131.2594	366.3308	0.358308	0.7237
LOG(PIB_M/POP_TOT)	-39.63232	35.63539	-1.112162	0.2786
LOG(D_SANTE)	-43.08556	21.12835	-2.039230	0.0542
TX_URB	-6.857191	10.48166	-0.654209	0.5201

R-squared	0.773878	Mean dependent var	148.6920
Adjusted R-squared	0.741575	S.D. dependent var	37.81445
S.E. of regression	19.22316	Akaike info criterion	8.895755
Sum squared resid	7760.124	Schwarz criterion	9.090775
Log likelihood	-107.1969	F-statistic	23.95681
Durbin-Watson stat	0.831761	Prob(F-statistic)	0.000001


Equation: EQS3 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids
Series: Residuals
Sample 1980 2004
Observations 25
Mean 1.99e-14
Median 0.155484
Maximum 39.44564
Minimum -28.21866
Std. Dev. 17.98162
Skewness 0.374650
Kurtosis 2.318438
Jarque-Bera 1.068725
Probability 0.586043

Equation: EQS3 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

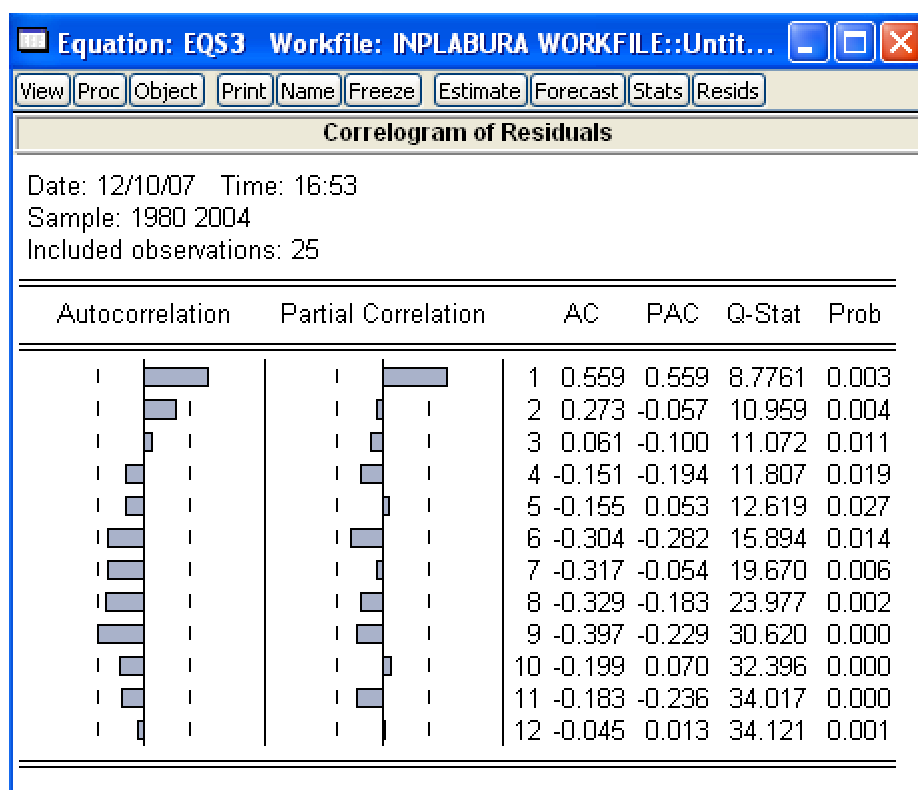
White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.468930	Prob. F(6,18)	0.018620
Obs*R-squared	13.40612	Prob. Chi-Square(6)	0.037021

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:52
Sample: 1980 2004
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	769015.3	412948.1	1.862257	0.0790
LOG(PIB_M/POP_TOT)	165780.1	84823.65	1.954409	0.0664
(LOG(PIB_M/POP_TOT))^2	8357.299	4301.740	1.942772	0.0679
LOG(D_SANTE)	15246.60	9040.894	1.686404	0.1090
(LOG(D_SANTE))^2	-956.7332	558.8928	-1.711837	0.1041
TX_URB	-1835.973	1594.243	-1.151627	0.2645
TX_URB^2	110.3415	94.71638	1.164967	0.2592

R-squared	0.536245	Mean dependent var	310.4050
Adjusted R-squared	0.381660	S.D. dependent var	363.7667
S.E. of regression	286.0466	Akaike info criterion	14.38168
Sum squared resid	1472807.	Schwarz criterion	14.72297
Log likelihood	-172.7710	F-statistic	3.468930
Durbin-Watson stat	1.722417	Prob(F-statistic)	0.018620



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.559	0.559	8.7761	0.003
		2	0.273	-0.057	10.959	0.004
		3	0.061	-0.100	11.072	0.011
		4	-0.151	-0.194	11.807	0.019
		5	-0.155	0.053	12.619	0.027
		6	-0.304	-0.282	15.894	0.014
		7	-0.317	-0.054	19.670	0.006
		8	-0.329	-0.183	23.977	0.002
		9	-0.397	-0.229	30.620	0.000
		10	-0.199	0.070	32.396	0.000
		11	-0.183	-0.236	34.017	0.000
		12	-0.045	0.013	34.121	0.001

Equation: EQS3 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.29412	Prob. F(1,20)	0.004410
Obs*R-squared	8.495144	Prob. Chi-Square(1)	0.003561

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 12/10/07 Time: 16:53
Sample: 1980 2004
Included observations: 25
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-192.1650	310.8279	-0.618236	0.5434
LOG(PIB_M/POP_TOT)	-15.70524	30.07071	-0.522277	0.6072
LOG(D_SANTE)	9.375128	17.83225	0.525740	0.6048
TX_URB	-5.048845	8.867649	-0.569356	0.5755
RESID(-1)	0.608313	0.189598	3.208444	0.0044

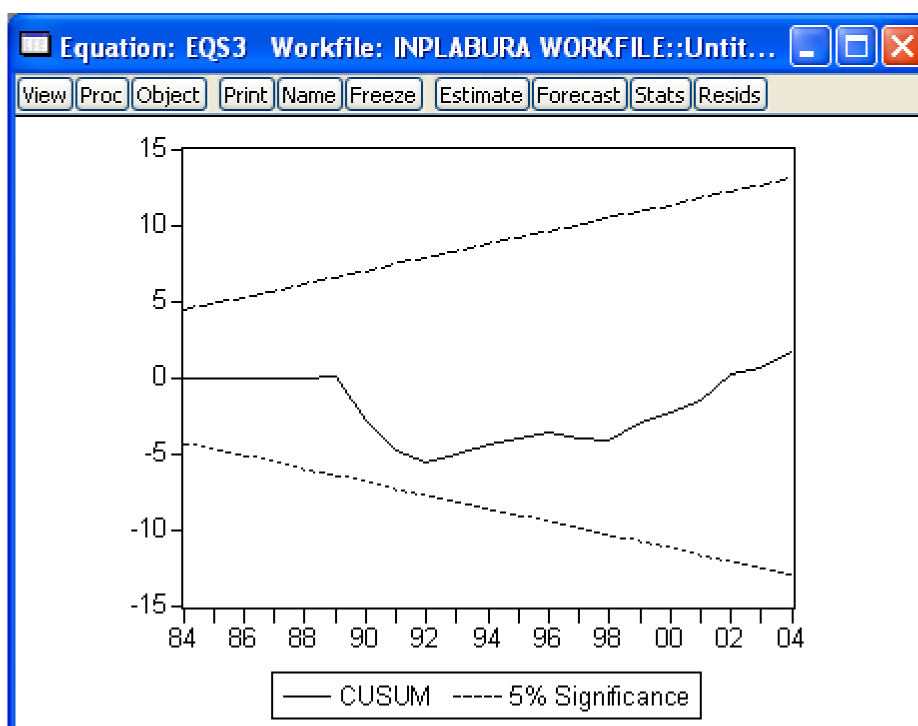
R-squared	0.339806	Mean dependent var	1.99E-14
Adjusted R-squared	0.207767	S.D. dependent var	17.98162
S.E. of regression	16.00498	Akaike info criterion	8.560534
Sum squared resid	5123.189	Schwarz criterion	8.804309
Log likelihood	-102.0067	F-statistic	2.573529
Durbin-Watson stat	1.877625	Prob(F-statistic)	0.069180

Equation: EQS3 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

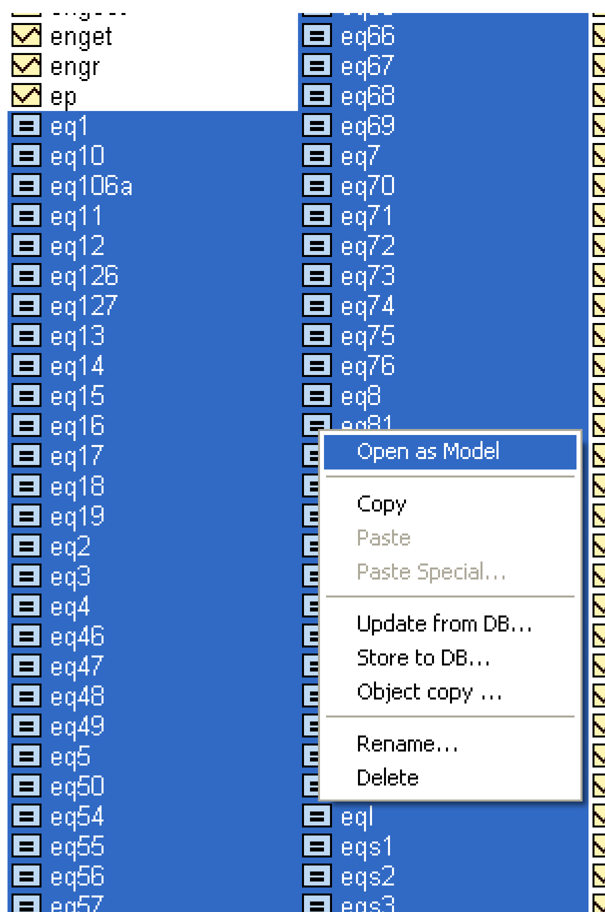
Chow Breakpoint Test: 1993

F-statistic	2.175126	Prob. F(4,17)	0.115576
Log likelihood ratio	10.33243	Prob. Chi-Square(4)	0.035185

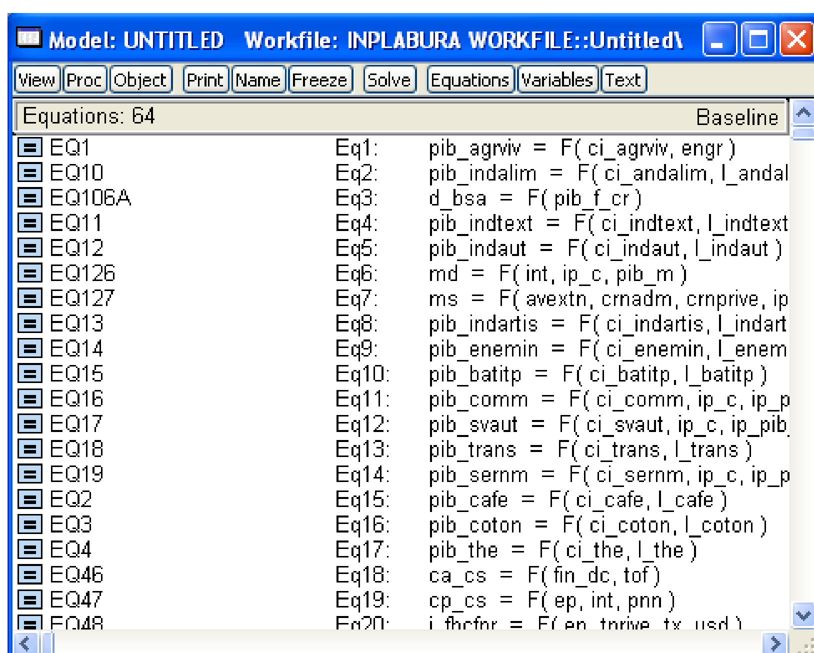

Equation: EQS3 Workfile: INPLABURA WORKFILE::Untit...
View
Proc
Object
Print
Name
Freeze
Estimate
Forecast
Stats
Resids
15
10
5
0
-5
-10
-15
84
86
88
90
92
94
96
98
00
02
04
CUSUM
5% Significance

6.10 Ecriture globale et résolution d'INPLABURA sous EViews

Quand vous avez estimé toutes les équations (fonctions de comportements), il faut créer le modèle comme indiqué ci-dessous :

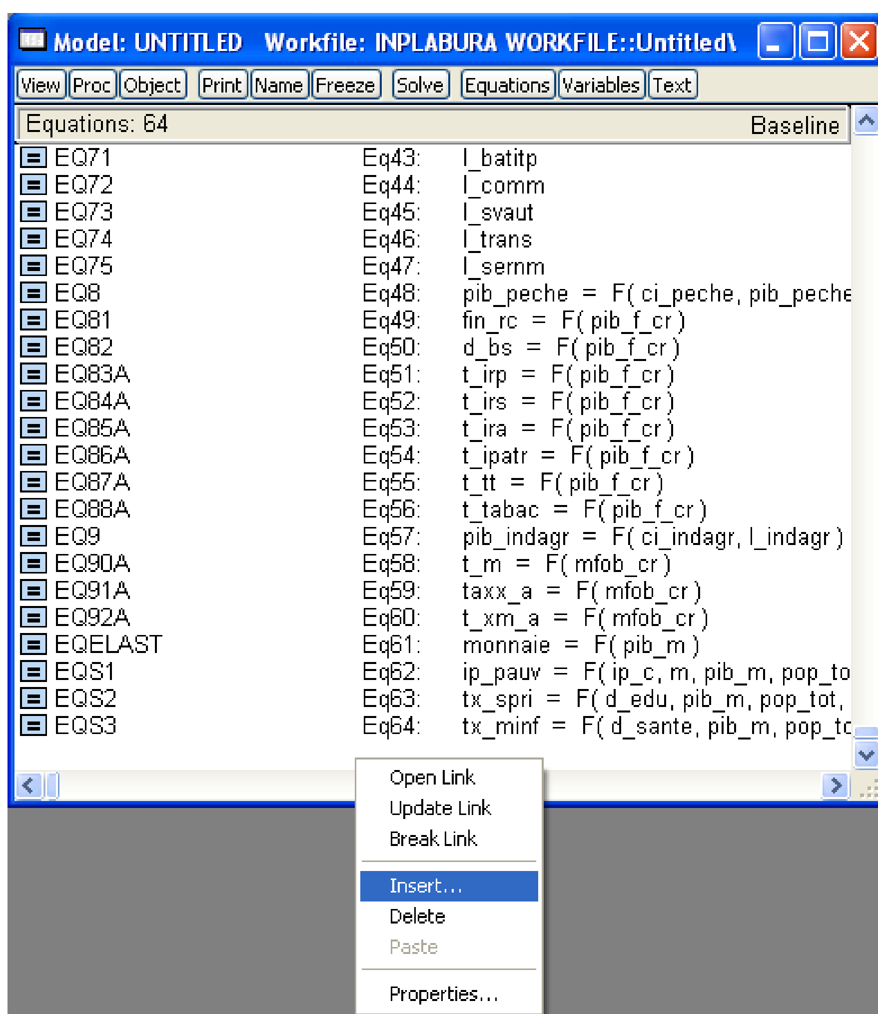


Après avoir validé on obtient l'écran suivant :

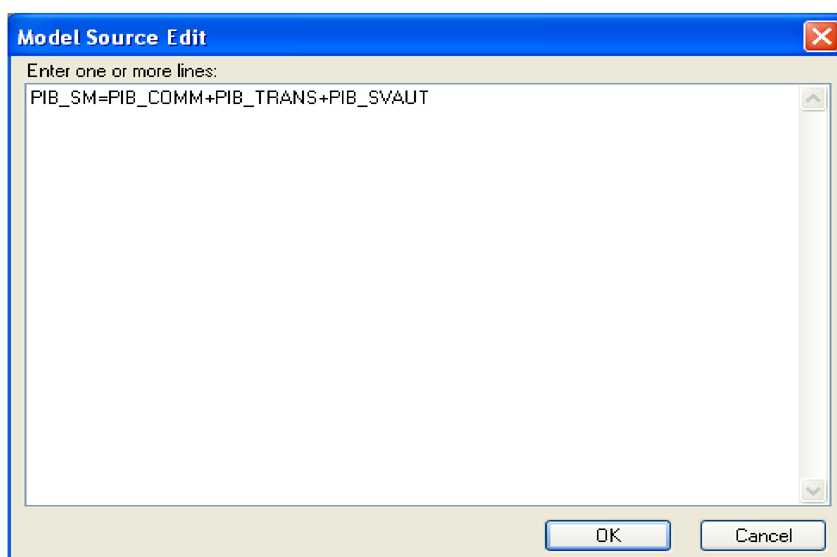


6.10.1 *Insertion des fonctions de comportement et des équations comptables*

Maintenant vous devez insérer les identités comptables, comme indiqué ci-dessous (cliquer droit n'importe où dans la fenêtre) :

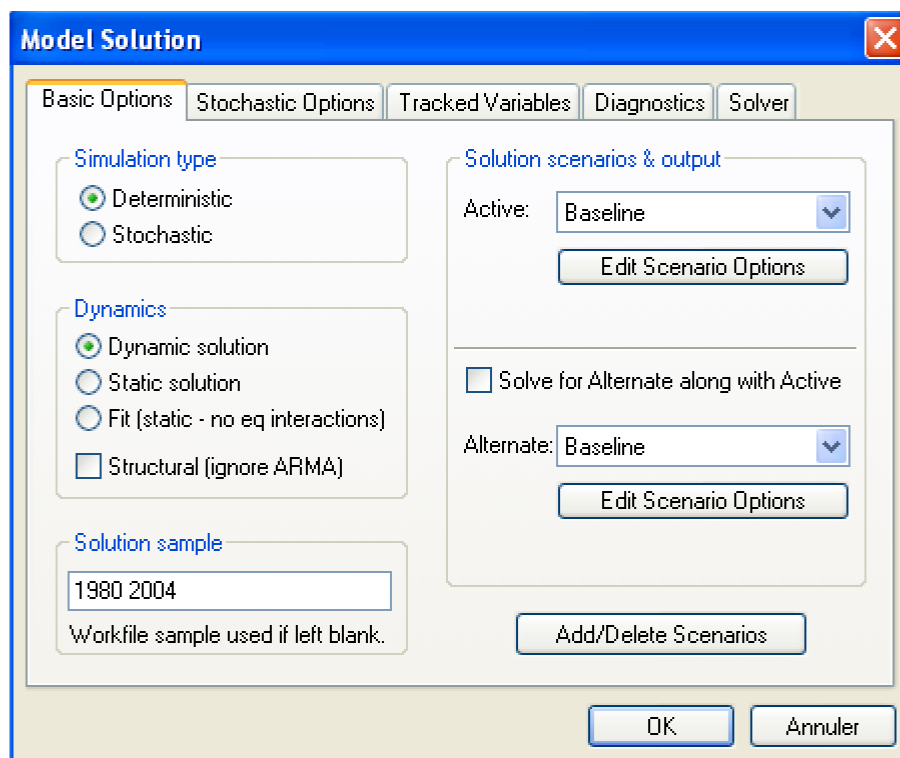


Quand vous validez vous obtenez la fenêtre ci-dessous où vous pouvez saisir (ou copier et coller) toutes les identités comptables :

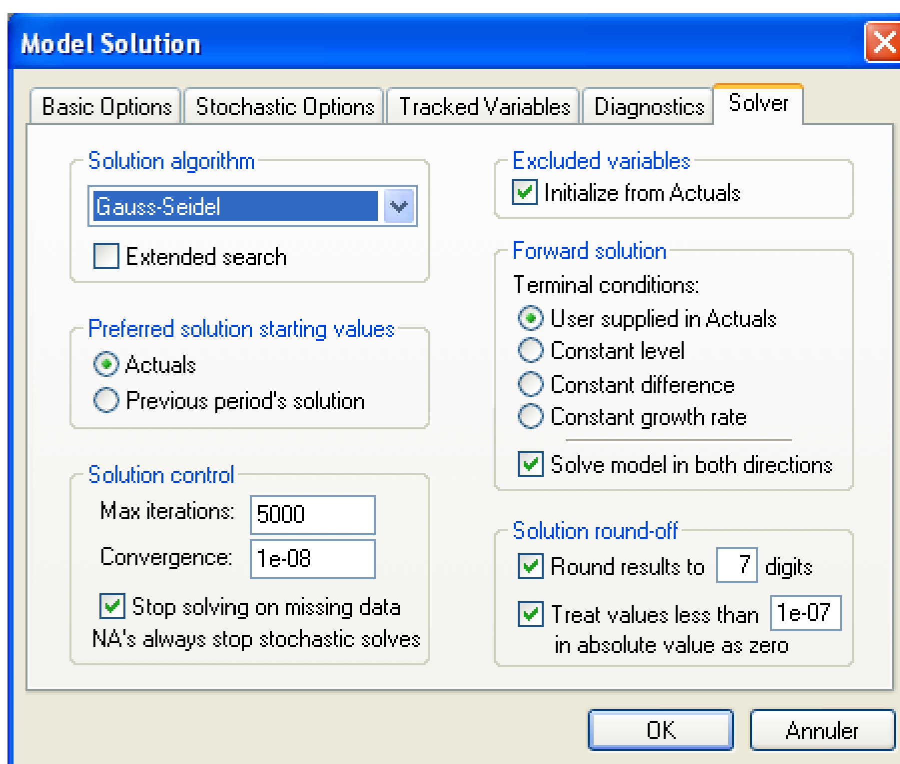


6.10.2 Choix de simulation et de l'algorithme

Après avoir inséré toutes les identités, vous devez résoudre le modèle (cliquer sur « Solve »). A ce niveau, il faut choisir le type de simulation (déterministe ou stochastique) et si c'est dynamique ou statique. Il faut aussi insérer la période d'observation (saisir dans « Solution Sample »). Pour INPLABURA on a choisi la simulation dynamique déterministe.



Avant de valider, il faut aussi choisir le type d'algorithme. Toujours dans la même fenêtre, cliquer sur « Solver » pour obtenir l'écran suivant :

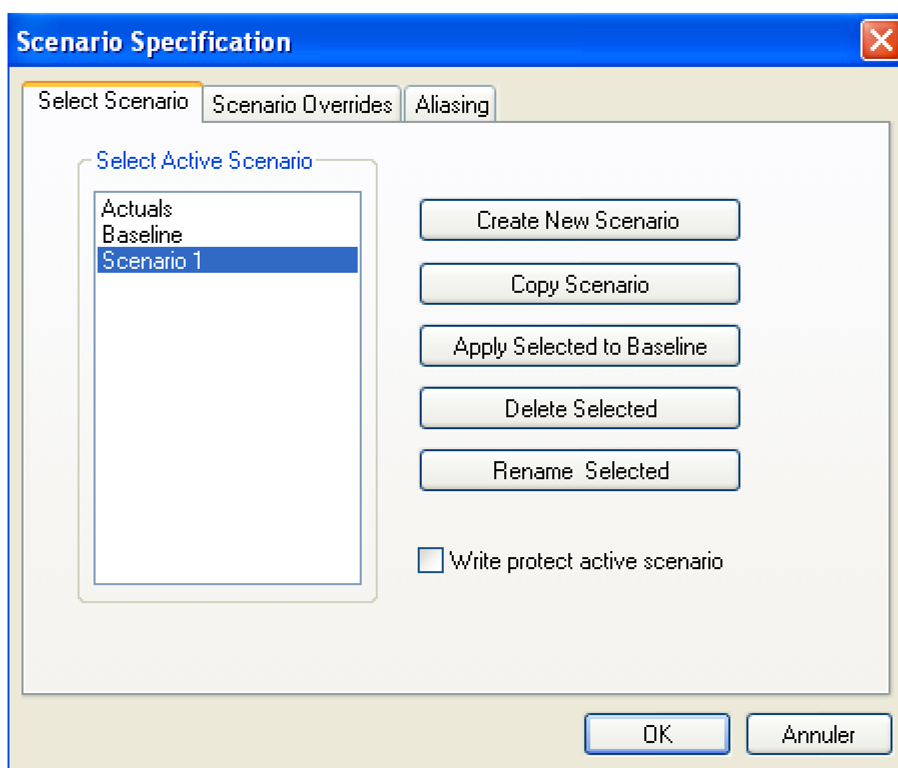


Dans INPLABURA on utilise l'algorithme Gauss-Seidel pour la solution mathématique du modèle.

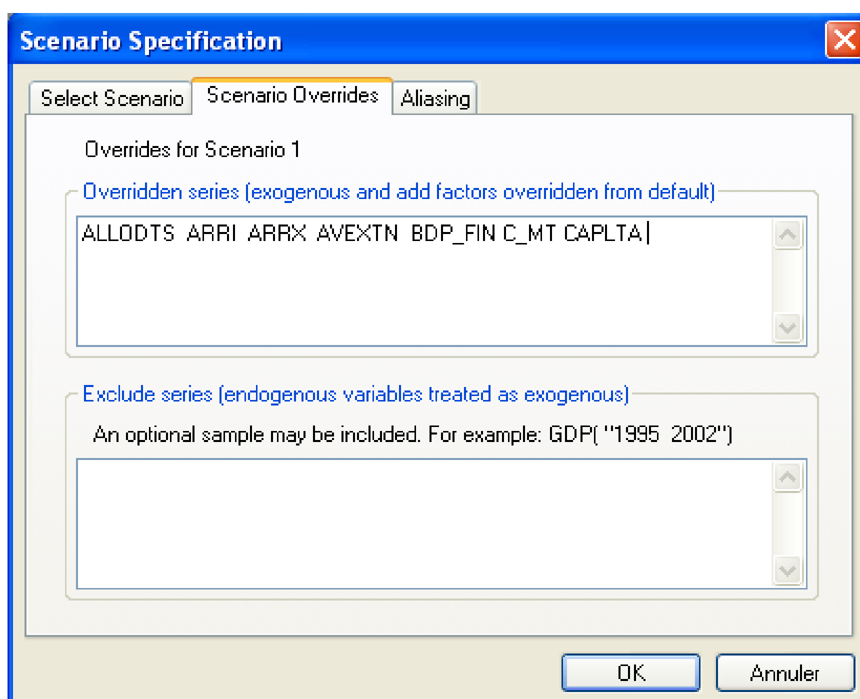
6.10.3 Elaboration des scénarios et projections

Dés que vous avez résolu le modèle vous pouvez commencer à faire les simulations.

Cliquer sur « View /Scenarios » et choisissez Scénario 1, comme indiqué ci-après :



Pour faire des simulations il faut traiter toutes les variables exogènes. Toujours dans la même fenêtre, cliquer sur « Scenario Overrides » pour obtenir l'écran ci-dessous. Dans la boîte « Overridden Series » il faut saisir (ou copier coller) tous les noms des variables exogènes :



Après avoir validé, vous pouvez vérifier que toutes les variables exogènes sont traitées. Cliquer sur « Variables » et vérifier si toutes les variables exogènes sont en rouge. Sinon, il faut répéter les étapes pour insérer la variable ou les variables manquantes dans la liste des variables à traiter.

6.10.4 Analyse des politiques d'impact

Un modèle peut être conçu soit pour la prévision, soit pour l'analyse des politiques d'impact, soit les deux à la fois. INPLABURA est un modèle de prévision et d'analyse des politiques. Toutefois, pour qu'un modèle soit apte à produire des projections fiables et offrir un cadre crédible d'évaluation des politiques de développement alternatives il doit passer d'abord le test de convergence.

Comme déjà indiqué, la construction de la base des données pendant la mise en œuvre du projet avait pris beaucoup de temps à cause du nombre élevé des variables, des problèmes à résoudre et des problèmes de réconciliation entre les différents comptes. L'étape de l'estimation a commencé seulement à la 18ème session (il y a eu un total de 21 sessions de formation).

Chaque groupe a travaillé d'une manière indépendante. Chaque groupe s'est concentré sur la spécification du modèle, a estimé toutes les fonctions de comportement et a rédigé l'écriture de résolution globale du modèle.

Les deux approches des commandes EViews ont été appliquées. Le groupe a procédé par programme et les quatre autres équipes ont utilisé l'approche par menu.

Malgré la taille du modèle INPLABURA, les cinq équipes –les unes après les autres et d'une manière indépendante ont réussi un exploit : la convergence du modèle INPLABURA. **Ceci veut dire que la solution mathématique du modèle existe, sa cohérence interne est confirmée et sa validité globale est vérifiée.** Ceci veut dire aussi que le modèle INPLABURA est prêt pour des analyses inter temporelles, projections et analyses des politiques d'impact.

Si INPLABURA était construit pour des simulations historiques, on aurait pu s'arrêter ici. Le modèle peut être utilisé pour la simulation des politiques de développement appliquées pendant la période 1980 – 2004 (période de l'échantillon). Des questions du genre : si les politiques macroéconomiques avaient été différentes, pendant cette période, les résultats en termes de croissance économique, niveau de vie, auraient-ils été meilleurs ? Ce genre d'analyse des politiques d'impact rétrospective a beaucoup d'intérêt et est souvent utilisé pour tester la politique macroéconomique qui a échouée ou réussi dans le passé, dans un contexte d'environnement économique, financier et commercial international particulier.

Il faut, toutefois, indiquer que si la convergence du modèle a été l'œuvre des 21 cadres burundais repartis en cinq groupes, les tests du modèle INPLABURA (test diagnostics sur les résidus, test de restrictions sur les coefficients et test de stabilité) ont été réalisés par un seul cadre, et ceci après les sessions de formation.

INPLABURA a comme vocation de faire des prévisions et des simulations ex post qui aideront à élaborer des analyses prospectives. Les prévisions du modèle ont été réalisées par deux cadres, après les ateliers de formation. Ces tâches ont été accomplies sous la supervision minimale de l'expert de SOFRECO.

Deux cadres ont été associés à ces deux importantes activités (tests paramétriques et projection du modèle INPLABURA) pour deux raisons : les sessions de formation se sont clôturées le vendredi 23 novembre 2007 et aucune réunion n'a pas pu être organisée après cette date. Ensuite, et c'est la raison la plus importante, la majorité des cadres n'avaient plus le logiciel EViews, simplement parce que le délai impartit d'un mois, était expiré. En effet, l'expert de SOFRECO a continué à travailler avec les cinq groupes, y compris par e-mail et par téléphone. Mais, le manque de logiciel EViews a bloqué tout progrès dans l'exécution des tâches qui restaient à accomplir (tests paramétriques, élaboration des scénarios, projection, analyse des politiques d'impact, etc.).

Le 28 novembre 2007 et à l'initiative de Son Excellence le Vice-ministre Tabu Abdallah Manirakiza, chargé de la planification, un mini-atelier de restitution a

été organisé par l'expert. Il y avait au total 17 participants dont le chef de cabinet du Vice-ministre, le Directeur de la planification et de la prospective, l'expert de SOFRECO et l'expert macro économiste du PAGE.

L'ordre du jour de l'atelier était : la restitution du travail de l'expert et l'état d'avancement de la mise en place du modèle INPLABURA. L'expert de SOFRECO fit un bref exposé sur les différentes sessions de formation et les tâches accomplies par les cinq équipes de la contrepartie locale. M. Rémy Keza, chef de service de planification macroéconomique, ordinateur à l'appui, a fait une présentation détaillée du travail fait et de ce qui restait encore à faire, particulièrement l'étape de projections et scénarios. Une session de questions/réponses a clôturé le mini-atelier.

Comme indiqué ci-dessus, deux cadres ont réussi –vendredi 30 novembre 2007- l'exploit de faire des projections avec le modèle INPLABURA sur une période de 2005-2015. Ceci prouve que le modèle INPLABURA était capable de produire une solution à long-terme. Toutefois, INPLABURA a produit des prévisions et des scénarios qui doivent être retravaillés. Par exemple, en réponse à une dose modérée de volume d'investissement (scenario I), INPLABURA réagit mollement en termes de croissance économique.
Mais, à une dose massive de volume d'investissement (scénario II), INPLABURA répond avec des taux de croissance économiques de 6% en termes réels. Deux problèmes majeurs pour ce scénario : le premier est lié à la programmation. Le mécanisme de transmission du modèle ne transmet pas entièrement ces chocs au reste de l'économie. Le deuxième problème relève de l'analyse macroéconomique. Une dose massive des investissements, bien que produisant des taux de croissance économique relativement élevés, accentuera le déséquilibre du solde investissement-épargne, et du solde de la balance des opérations courantes. En effet, des doses massives du volume d'investissements, augmente le taux d'investissement (I/PIB) autour des 25% du PIB. Compte tenu du taux d'épargne (S/PIB) négligeable, pour réaliser un taux de croissance élevé, le Burundi doit recourir massivement à l'épargne globale extérieure, en termes d'emprunt, aide publique au développement, d'allégement ou d'annulation de la dette extérieure et de l'attraction des investissements directs étrangers.

Ce sont des tels résultats qu'il serait souhaitable de revoir lors d'une Assistance Technique additionnelle afin de reprendre et approfondir la formation.

Etant donné que 19 cadres n'ont pas été associes –pour des raisons évoquées ci-haut- aux activités des tests, projections et analyse des politiques d'impact, il serait souhaitable de prévoir de sessions additionnelles afin de reprendre à l'étape des tests et évoluer jusqu'aux techniques de projection (statique ou dynamique), introduction des variables de contrôle, etc[1].

6.11 Cadre institutionnel

D'après les termes de référence de la mission, « le cadre institutionnel » est définit comme « l'appui à la mise en place d'un cadre de collaboration institutionnel en vue de favoriser l'élaboration du cadrage macroéconomique (y compris la périodicité et le ciblage des unités partenaires) ».

Différentes méthodes –qualitatives ou quantitatives- sont utilisées pour faire le suivi et évaluer les politiques macroéconomiques (politiques budgétaires, monétaire, de taux de change, etc) par rapport aux objectifs précis. Par exemple, le Cadre Stratégique de Lutte contre la Pauvreté (CSPL), dont l'objectif est de réduire la pauvreté –en orientant les ressources vers les secteurs sociaux-, nécessite une meilleure coordination et complémentarité entre les différentes politiques macroéconomiques. Le cadrage macroéconomique consiste –justement- à s'assurer que les politiques macroéconomiques mises en place et leur rythme d'exécution, atteignent les objectifs. La déviation ou relâchement –pour des raisons diverses- des politiques macroéconomiques peuvent compromettre la réalisation des objectifs. Dans beaucoup des pays Africains, le « cadre-logique » d'évaluation et de suivi des politiques, se font à l'aide des « cadre-comptables » qui aident à faire des prévisions et analyses. Toutefois, d'autres outils quantitatifs définis dans un cadre macroéconomique donné, dotés des techniques fiables, sont de plus en plus utilisés. Beaucoup de ces outils sont des modèles de simulation.

Cependant, pour que le cadrage macroéconomique soit efficace, il faut un cadre de collaboration institutionnel, des différentes institutions qui peuvent contribuer à la réalisation des objectifs. La mise en place d'une équipe inter institutionnelle, dotée d'un modèle de simulation et de projection, répond à cette préoccupation.

Une équipe inter institutionnelle a été créée, sous l'impulsion du Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale (MPDRN) et du Projet d'Appui à la Gestion Economique (PAGE). L'équipe est composée comme suit:

- Barazi Bernard, Minifin
- Bazombanza Jean-Marie, MPDRN
- Fengure Balthazar, MPDRN

[1] A la demande du Client, SOFRECO peut faire une proposition chifrée de cette formation additionnelle à l'occasion d'un nouveau contrat.

- Habimana Faustin, MPDRN
- Kennedy Elizabeth, SP/REFES
- Keza Remy, MPDRN
- Mawson Amy, MPDRN
- Nahayo Spes, SP/REFES
- Ngendakuriyo Mathias, BRB
- Ninteretse Gratien, Minifin
- Niyongabo Prosper, MPDRN
- Niyonzima Felix, BRB
- Nkengurutse Jean-Michel MPDRN
- Nkurikiye Jean-Luc, MINIFIN
- Nsabimana Salomon, Université du Grand lac
- Nsengiyumva Germaine, MPDRN
- Ntabangana Terence, MPDRN
- Ntiroranya A. Didier, MPDRN
- Ryanyeninka M. Rose, MPDRN
- Sindayikengera Isidore, MPDRN
- Nkunzimana Jeanine, MPDRN

Comme la liste l'indique, les cadres appartiennent à différentes institutions, avec –il est vrai- une prépondérance du MPDRN. Sur les 21 cadres formés dans le cadre du projet, 13 sont du MPDRN, trois du Ministère des Finances **(**MINIFIN), deux de la Banque de Burundi, deux du SP/REFES et un cadre de l'université de Grand Lac**.**

Les cadres de l'équipe inter institutionnelle ont suivi les ateliers de formation. La première phase de formation sur la conception du modèle INPLABURA a eu lieu en Avril-Mai 2007. L'expert de SOFRECO avait préparé un document « Rapport sur la formation des cadres **à** l'utilisation du modèle proposé: Modèle d'information et de planification du Burundi rénové et aménagé (INPLABURA)», qui a été distribué aux 21 cadres de l'équipe contre-partie.

La deuxième phase de formation (16 septembre – 16 décembre 2007) était axée sur l'estimation et simulation des modèles, l'interprétation et l'analyse des résultats et le cadre de collaboration institutionnel. Le présent rapport restitue toutes les Sessions de formation.

Pendant la mise en œuvre du projet, un remaniement ministériel a eu lieu avec la création d'un nouveau ministère : Ministère des Finances, de l'Economie et de la Coopération au Développement. Ce ministère est le résultat d'une fusion entre l'Ex-Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale et l'Ex-Ministère des Finances et de l'Economie.

Grâce au projet, l'équipe de contre-partie a pu gagner en cohérence, efficacité et en synergie d'action car sur les 21 cadres formés, 16 travaillent dans le nouveau ministère. La coopération ou collaboration inter institutionnelle devra se faire entre le Ministère des Finances, de l'Economie et de la Coopération au Développement, la Banque de la République du Burundi et le Secrétariat Permanent de Suivi des Reformes Economiques et Sociales (deuxième Vice-présidence de la République).

ANNEXES

COMPTE RENDU DE LA REUNION DE L'EQUIPE DE MISE EN PLACE DU MODELE INPLABURA

INTRODUCTION

En date du 25 septembre 2007, l'équipe de mise en place du modèle INPLABURA a tenu une réunion dans les enceintes du Ministère de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale (MPDRN). A cette occasion les membres de l'équipe devaient échanger sur les points suivants :

- Collecte des données statistiques et construction de la banque de données;
- Choix de l'année de base pour les séries temporelles à prix constant et durée de la période historique ;
- Formation des cadres sur le logiciel Eviews et sur les tests, régressions des équations individuelles, simulation et projection du modèle INPLABURA ;
- Rédaction du manuel d'utilisateur.

Cette réunion, présidée par Monsieur Emile SINZUMUSI, Directeur Général de la Planification et de la Prospective au MPDRN, a vu la participation des membres ci-après :

Nom et Prénom	Institution	Téléphone	E-mail
1. HABIMANA Faustin	MPDRN	79 926897	habi_f@yahoo.fr
2. KEZA Rémy	MPDRN	77 764860	remykeza@yahoo.fr
3. FENGURE Balthazar	MPDRN	79 990195	balthafengure@yahoo.fr
4. NTABANGANA Térence	MPDRN	79 488435	ntabanganat@yahoo.fr
5. NTIRORANYA A. Didier	MPDRN	78 827945	adntiroranya@hotmail.com
6. NSENGIYUMVA Germaine	MPDRN	77 703685	nsengiyumvagerm@yahoo.fr
7. RYANYENINKA Rose	MPDRN	77 705027	ryanyeninka@yahoo.fr
8. NKURIKIYE J. Luc	Finances	78 829646	nkuriluka@yahoo.fr
9. BARAZI Bernard	Finances	77 774565	barazib@yahoo.fr
10. BAZOMBAZA J. Marie	MPDRN	79 903229	Bazombanza200@yahoo.fr
11. Edouard NSIMBA	Expert de SOFRECO	79 988881	ednsimba@aol.com
12. YAMUREMYE Tharcisse	PAGE	79 960725	tyamuremye@page.bi
13. Amy MAWSON	MPDRN	-	amy.mawson@gmail.com
14. Elisabeth KENNEDY	SP/REFES	-	lizzieken@gmail.com
15.NSABIMANA Salomon	U.B.	79 598330	nsabisalomon@yahoo.fr

Les représentants de l'Institut des Statistiques et Etudes Economiques du Burundi (ISTEEBU) et de la Banque de la République du Burundi, également membres de ladite équipe, n'ont pas pu prendre part aux travaux de la réunion.

Les participants avaient à leur disposition un document : « Programme de Formation et Calendrier d'Exécution », préparé par M. Edouard Nsimba. Ce document a été la base de référence, qui a nourrit les échanges.

DEROULEMENT ET CONCLUSIONS DE LA REUNION

Dans le mot introductif, le président de la séance a souhaité la bienvenue aux participants et les a remercié d'avoir répondu à l'invitation. Il a ensuite donné la parole à l'Expert pour présenter les points sur lesquels devaient porter les échanges.

Collecte des données statistiques et construction de la banque de données
Calendrier d'exécution : 26 septembre – 20 octobre 2007

Compte tenu des variables retenues pour le modèle INPLABURA (293 variables au total), les sources de données statistiques qui ont été identifiées sont : Banque de la République du Burundi (BRB), MPDRN, ISTEEBU, Ministère de l'Agriculture et de l'Elevage, Ministère des Finances, Ministère du Commerce et de l'Industrie, Ministère du Travail, de la Fonction Publique et de la Sécurité Sociale, Ministère de la Santé Publique et Ministère de l'Education et de la Culture.

Pour le bon déroulement de la collecte des données, les participants ont demandé au Directeur Général et au Directeur de la Planification Centrale à se concerter pour constituer les groupes et nommer les chefs de groupes

Les participants ont par ailleurs suggéré, dans le but de bien suivre l'activité de collecte des données, de prévoir des réunions des chefs de groupes tous les mardis (heures à préciser). Cela permettra aux chefs de groupes de faire un exposé sur l'état d'avancement de l'activité et les contraintes rencontrées.

S'agissant toujours de la question liée à l'activité de collecte de données, il a été demandé au Directeur Général d'associer le Ministère du Travail, de la Fonction Publique et de la Sécurité Sociale puisqu'on aura beaucoup besoin des données sur l'emploi.

Par rapport aux questions soulevées par l'Expert relatives à l'année de base et longueur de la période à retenir pour la banque de données, les participants n'ont pas pu trouver une réponse tranchée au cours de la réunion. Ils ont néanmoins suggéré que la période soit suffisamment longue, pour que l'intervalle de confiance et le seuil de signification soient crédibles.

Formation des membres du comité de collaboration institutionnel sur l'Eviews et sur le modèle l'INPLABURA.

CALENDRIER D'EXÉCUTION : 21 OCTOBRE – 20 NOVEMBRE 2007

Les participants ont adopté la proposition de l'Expert. Autrement dit, la formation sera pratique et nécessitera l'utilisation des ordinateurs.
La formation portera sur :

- la mise des données statistiques collectées en fichier Excel (feuilles d'entrée);
- les tests ARCH, Chow, Fisher, Student, Granger, Ramsey, White, CUSUM, Coefficient de détermination ajusté, Durbin-Watson et Méthode Cochrane-Orcutt ;
- les notions de calcul de probabilité, d'algèbre matricielle, intervalle de confiance et seuil de signification ;
- la familiarisation aux différents algorithmes et choix de l'algorithme qui correspond à la structure du modèle INPLABURA ;
- l'initiation aux techniques d'estimation et simulation sous EViews;
- le test de validation du modèle INPLABURA càd existence d'une solution mathématique globale du modèle ou Convergence du modèle ;
- l'initiation aux techniques de projection/prévision ;
- l'élaboration des scénarios ;
- la mise sur tableaux ou feuille de sortie des résultats, fichier Excel, et;
- l'analyse des résultats de simulation ou analyse d'impacts.

REDACTION DU MANUEL D'UTILISATEUR DU MODELE INPLABURA
CALENDRIER D'EXECUTION : 21 NOVEMBRE – 15 DECEMBRE 2007

Les participants n'ont pas beaucoup échangé sur ce sujet puisqu'ils ont tous trouvé que ce document est très important. Il permettra non seulement aux nouveaux cadres de se familiariser avec le modèle mais également de faciliter les échanges entre les membres de l'équipe.

Les participants ont discuté avec l'Expert la mise en place d'une stratégie pour la préparation du rapport sur l'évolution annuelle de l'économie burundaise et l'organisation de la note de conjoncture.

Avant de se séparer, les membres présents ont demandé au représentant du PAGE de s'impliquer activement afin que le PAGE puisse prévoir les frais de collecte de données.

La réunion qui avait commencé à 16 heures s'est clôturée à 17 heures 45 minutes et la prochaine réunion a été fixée au mardi, le 02 octobre 2007 à partir de 16 heures au même endroit.

Fait à Bujumbura, le 27 septembre 2007

Térence NTABANG

PROCES-VERBAL DU DEROULEMENT DES ACTIVITES DE LA PREMIERE SESSION DE FORMATION E-VIEWS DU 25 OCTOBRE 2007

APPROCHE GENERALE

La formation EViews a trois objectifs. Après formation, les cadres de l'administration de la République du Burundi sauront :

- Estimer une équation de comportement d'un modèle structurel.
- Evaluer le modèle.
- Faire des prévisions et des simulations.

La pédagogie de la formation sera d'orientation pratique. En effet, toute explication théorique sera dument accompagnée de travaux pratiques sur ordinateur.

PROGRAMME

I.Estimer une équation de comportement

I.1 Modèle Linéaire
I.2 Méthode d'estimation (Moindre Carrés Ordinaires)
I.3 Tests de significativité globale (Fischer) et individuelle (Student), tests de stabilité (Chow)
I.4 Tests d'erreur de spécification (Ramsey)
I.5 Tests sur les termes d'erreur (autocorrélation, heteroscedasticité, normalité)
I.6 Correction de l'autocorrélation du terme d'erreur
I.7 Simulation et prévision (simulation statique et dynamique, évaluation de la qualité prédictive du modèle, prévisions)

II.Systemes d'équations simultanées

II.1 Qu'est-ce que c'est ?
II.2 Pourquoi la méthode des Moindres Carrés Ordinaires n'est plus appropriée
III.3 Méthodes appropriées (Double Moindre Carrés, Triple Moindre Carrés)

III. Tests de stationnarité et Modèles Dynamiques

III.1 Pourquoi tester la stationnarité d'une série ? Qu'est ce que c'est et quelles sont les conséquences de la non stationnarité ?
III.2 Différents tests de stationnarité (Dicky-Fuller, Pierre Perron)
III.3 Modèles VAR (spécification et particularités, estimation, tests de causalité Granger, analyse impulsionnelle)
III.4 Cointégration et Modèle à Correction d'Erreur (tests de cointégration, modèles à correction d'erreur, effets de courts terme et long terme)

IV. Simulation d'un modèle d'équations simultanées

IV.1 Ecriture d'un modèle dans E-views
IV.2 Résolution d'un modèle
IV.3 Prévisions dynamiques
IV.4 utilisation des add factors pour le cadrage historique

V. Introduction a la Programmation E-views

V.1 Création d'un fichier programme
V.2 Création d'un workfile
V.3 Deux types de variables importants : de contrôle et de string
V.4 Commandes IF et FOR
V.5 Création et Gestion d'un modèle par programme (créer un objet modèle, commandes APPEND et MERGE, commande SOLVE, commandes ADDASIGN et ADDINIT).

Rappels Théoriques

- Exemple d'une fonction de consommation :

C = f (Y, P) A ce stade le modèle n 'est pas spécifié. On sait que la consommation est une fonction du revenu et des prix, mais on ne sait pas quelle forme cette fonction va prendre. Il s'agit d'un <u>modèle non spécifié.</u>
Le but du jeu est de spécifier *la forme de la fonction f*. Quelle relation lie le revenu et le niveau de prix avec la consommation ?

- On peut suggérer une fonction f tel que f soit une fonction linéaire, telle que :

$C = a + bY + c P + \varepsilon$
Par linéaire, on entend que les paramètres sont additifs et les effets marginaux sont constants, $\partial C/\partial Y = b$ et $\partial C/\partial P = c$).

Une fonction telle que $C = aY^{\alpha}+bP^{\beta}$ n'est donc pas linéaire

Une fonction telle que Y= $AK^{\alpha} L^{\beta}$ n'est pas linéaire telle quelle, mais peut être linarisée grâce a la fonction logarithmique, tel que : lnY = α ln AK + β ln L.

- C est la variable expliquée, endogène
- Y et P sont les variables explicatives, exogènes
- C = a + bY

a est la consommation incompressible, c'est- à-dire ce que l'on consomme même quand Y= 0

b est la propension marginale à consommer- si Y accroît *d'une unité*, C'accroîtra de b. (∂C/∂Y = b)

A noter- ceci est différent de l'élasticité- L'élasticité mesure combien C accroît si Y accroît *d'un pourcent* (ε = ΔC/C / ΔY/Y = ΔC/ΔY*Y /C).

Dans le cas du modèle INPLABURA il s'agira essentiellement de fonctions logarithmiques. Les coefficients à interpréter seront donc des élasticités pour la plus part.

A conclure donc : ln C = a + b ln Y et C= a +bY sont deux fonctions linéaires, mais on ne pourra pas faire la même interprétation de leurs coefficients respectifs.
Il s'agira aussi de garder à l'esprit que 0 < b < 1. C'est- à-dire qu'on ne peut pas consommer plus que ce qu'on a, et ni avoir une consommation négative.

- Erreurs

En pratique, lorsque l'on estime la relation entre une variable expliquée et ses variables explicatives, il y a un écart/ une erreur qui intervient. On n'arrive pas à établir à 100% sans fautes la relation exacte entre une variable et ses explicatives.
Le terme ε capte cette idée,

C = a + bY + votre fichier Excel présente les séries en colonnes

ε est le terme d'erreur qui capte la différence entre la réalité (C) et ce qu'on a estimé (a+bY)
ε, = C – (a+bY)

Ce terme d'erreur capte :

- l'ensemble des facteurs explicatifs de la Consommation (C), qui ne sont pas spécifiés dans le modèle. Dans cet exemple précis, il peut s'agir des prix, de la taille du ménage etc.
- l'erreur due à la spécification de la relation mathématique.

Le but du jeu est de garder ε le plus petit, maîtrisable et prévisible que possible, pour que l'on puisse boucler le modèle.

- Hypothèses imposées à ε

Le but du jeu est d'estimer les paramètres a et b. C'est à dire trouver une valeur approximative des coefficients a et b a partir des données observées par le passé de C et Y.

Avant cela, il s'agit de poser des hypothèses sur le terme d'erreur ε. En effet le modèle de régression linéaire fait 4 hypothèses de base sur la forme du terme d'erreur ε :

- En moyenne, sur la période, ε est nul
- ε a une variance constante = *homoscedasticité*
- La covariance de ε est nulle. Soit deux valeurs de X, X_i et X_j (i=j), la corrélation entre ε_i et ε_j est nulle. = *Non autocorrélation* des ε
- ε suit une distribution normale.

- Estimation des coefficients a et b

En supposant que ε obéissent aux hypothèses ci dessus, on utilise la méthode des *Moindres Carrés*.

En supposant que la relation entre la variable expliquée et le(s) variable(s) explicative(s) est linéaire, on obtient un nuage de points qui représente les données collectées. Il s'agit de pouvoir tracer une droite d'ajustement à travers ce nuage, qui passe par un maximum de ces points. La droite des moindres carrés est la droite qui passe le plus près possible de tous les points.

Plus techniquement parlant, soit n paires d'observations C et Y, on veut déterminer une fonction qui est la plus proche possible à la fonction réelle. A cette fin, on adopte un critère particulier qui est d'adopter la fonction qui minimise la somme des résidus ε. Le carré est introduit, par souci de signe, pour obtenir un chiffre de signe positif.

- Démonstration EViews

Imaginons qu'on a des données statistiques pour 10 variables pour la période 1965-2002.

Créer un WORKFILE (= espace de travail)
Commande : File/New/Workfile.
Il apparaît une fenêtre intitulée 'Workfile Range'. La, il faut introduite les données suivantes :

Start Date (date de début)- Soit 1965 dans ce cas précis.

End Date (date de fin)- Soit 2002 dans ce cas précis.
Frequency (Fréquence) : Annual (annuel), Semi Annual (semi annuel), Quarterly (trimestriel), Monthly (mensuel), Weekly (semaine), Daily (quotidien)- Il s'agira de cocher la case 'Annual' dans ce cas précis.

Importer les données.
Dans la majorité des cas, on aura une base de données sur Excel. Il nous faudra donc importer ces données vers le logiciel E-views, avant de pouvoir traiter les données.
Commande : File/Import/Read Text
Sélectionner le fichier concerné dans vos documents.
Il s'affichera ensuite une fenêtre nommée 'Excel Spreadsheet Import'

Il faut tout d'abord cocher entre :
By obs : series in columns (votre fichier Excel présente les séries en colonnes)
By obs : series in rows (votre fichier Excel présente les séries en lignes)
Ensuite,
Upper left data cell (cellule de données la plus haute à gauche)- il s'agit d'indiquer au programme quelle est votre première cellule de données, afin de ne pas inclure le temps (1965-2002), par exemple, comme une variable.

Excel 5 + sheet name = Si vous avez plusieurs feuilles/onglets dans votre fichier il s'agit d'indiquer sur quelle feuille se trouve vos données.

Names /Number of series in file (noms /nombre de séries dans le fichier)- dans ce cas précis insérer le nombre 10.

Import Sample (échantillon à importer)- Il s'agit de préciser si on veut importer toute la série, c'est à dire de 1965- 2002, ou bien une partie de cette série, de 1967-1987 par exemple.

La question des données manquantes.
Si pour une raison quelconque il vous manque des données pour une ou plusieurs périodes, il existe deux options. On peut soit accepter qu'on a des données manquantes, et ces périodes seront donc ignorées par EViews dans l'approximation des coefficients, ce qui risque de biaiser les résultats. Une autre option est de faire une approximation informée des données manquantes. En effet, avec des expériences des secteurs donnés, en observant les tendances passées, il est possible de faire des approximations non fallacieuses des données manquantes.
Estimation de la méthode des moindre carrés Ordinaires
Commande : Quick / Estimate Equation

Il apparaît une fenêtre nommée 'Equation Spécification'.
Il suffit d'entrée le nom de la variable expliquée suivie de la liste des variables explicatives.

Si on cherche à expliquer la Consommation (CONSO) par le niveau de revenu (REV) par exemple, il s 'agira d'écrire : CONSO C REV
Ou C dénommé la constante. A noter aussi qu'il faut insérer des espaces entre chaque variable. Le résidu ε est automatiquement pris en compte, il n'y a nul besoin de l'inclure dans la syntaxe. Si on a beaucoup de variables explicatives, on a peut être pas envie d'écrire toute la syntaxe à la main.

Dans ce cas, dans la fenêtre qui présente le nom de toutes nos variables, on peut cliquer sur la variable expliquée en premier, suivi de toutes les variables explicatives, faire un click droit sur la souris,
Commande : open/as équation/

- Interprétation

1. On commence toujours par regarder **'r-squared'**, qui est le coefficient de détermination. Il mesure la part de variation de la variable endogène/expliquée, qui est expliquée par la variable exogène/explicative. Le coefficient de détermination est compris entre 0 et 1. Plus proche de celui ci est 1, plus significatifs sont les coefficients. Entre deux modèles, un qui a un coefficient de détermination de 0.89 et un qui en a un de 0.92, on choisit le deuxième modèle.
2. On regarde ensuite le '**Adjusted** r^2'- qui prend mieux en compte le nombre de variables explicatives et pénalise le 'r-squared'classic pour cela.
   En effet, lorsqu'on ajoute des variables explicatives au modèle, chacune d'entre elles expliquera une part de la variable expliquée.
   Lorsqu'on a peu de données et un nombre de variables explicatives élevé, il y a une grande différence entre 'r-squared' et 'adjusted r-squared'.
   On aura tendance à voir un 'adjusted r-squared' inférieur au 'r-squared'. C'est pour cette raison qu'il est préféré au 'r-squared' classique comme outil d'interprétation.
3. Test de significativité globale, **Test de Fischer**.
   On se pose la question de si oui ou non le modèle spécifié est globalement significatif.
   On pose l'hypothèse nulle que tous les coefficients des variables explicatives sont nuls.
   'H_0 : a, b, c = 0'
   En termes intuitifs l'hypothèse nulle stipule que le modèle spécifié ne sert à rien, les coefficients sont nuls, ce qui signifie dans le cadre de notre exemple, que le niveau de revenu n'explique en rien la consommation.
   P(F-stat) nous donne la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle H_0.
   Si P(F-stat)>0.05, on accepte H_0.
   Si P(F-stat) <0.05, on rejette H_0.
   Si P(F-stat) = 0.0001, on rejette l'hypothèse nulle, et le modèle est donc significatif.

4. Test de Significativité Individuelle des Coefficients, **Test de Student.**
La méthode est similaire au Test de Fischer.
On se pose la question de si oui ou non le coefficient d'une variable explicative est significatif.
On pose l'hypothèse nulle que le coefficient d'une variable explicative donnée soit nul.
'H_0 : b= 0'
P(t-stat) nous donne la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle H_0.
Si P(t-stat)>0.05, on accepte H_0.
Si P(t-stat) <0.05, on rejette H_0.

5. Tests des hypothèses imposées au résidu= terme d'erreur= ε

A. Auto corrélation
On se pose la question de si oui ou non les résidus sont autocorrélés.

Pour cela on regarde le résultat du test **Durbin Watson.**
DW≈ 2 (1-ρ), ou ρ est une mesure de la corrélation des résidus.
On aurait envie que ρ soit nul pour qu'il n'y ait pas auto corrélation des résidus. Ceci impliquerait que la statistique DW soit égale à 2.

Si la statistique DW est proche de 2, il y a absence d'auto corrélation des résidus.

A contrario, si ρ est égal à 1, il y a corrélation des résidus, et la statistique DW sera nulle.
Si la statistique DW est proche de 0, il y a auto corrélation des résidus.

On peut également regarder le résultat du test **Breusch Godfrey**
Commande: View/Residual Tests/ Serial Correlation/LM test.

On pose l'hypothèse nulle que les résidus de sont pas autocorrolés.
'H_0 : Non Auto corrélation'.
Si on voit BG= 15.435 et P=0,000

C'est que la probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse nulle H_0 est moindre (<0.05)

On peut donc rejeter l'hypothèse nulle, et dire que les résidus sont autocorrélés.

On peut également se fier au corrélogramme des résidus, qui est une représentation graphique de ρ du test de Durbin Watson. Le graphique montre les limites dans lesquelles ρ est égal à 0, c'est-à-dire ou les résidus sont non auto-corrélés. Si ρ dépasse ces limites, on observe clairement auto corrélation des résidus.

B. Hétéroscedasticité

Pour cela, on regarde le résultat du test de **White.**
On pose l'hypothèse nulle que les résidus sont homoscédastiques.

'H_0 : Homoscédasticité des résidus'

Commande: View/Residual Test/White Heteroskadisticity Test.
On procède comme d'habitude pour accepter ou non l'hypothèse nulle.

6. Tests de Stabilité du Modèle

Si on veut modéliser des relations entre diverses grandeurs, il faut prendre soin qu'il n'y ait pas de 'fissures abruptes' dans notre base de données. Une telle fissure peut être engendrée par une guerre civile, un changement de régime de change, un choc pétrolier, une chute radicale du prix du café etc. De tels événements peuvent changer le comportement habituel de relations existantes entre certaines grandeurs économiques. Il est donc d'intérêt majeur de tester la stabilité du modèle.

Les tests appropriés sont :
Le Test Chow
Le Test CUSUM
Le Test CUSUM of squares

L'hypothèse nulle, est de celle de la stabilité du modèle

Elisabeth Kennedy, SF/REFES

PROCES-VERBAL DU DEROULEMENT DES ACTIVITES DE LA DEUXIEME SESSION DE FORMATION E-VIEWS DU 26 OCTOBRE 2007

La deuxième journée de formation sur le logiciel EViews a concerné deux points :

- une série de questions pour bien appréhender le degré de compréhension des concepts de base et de pouvoir faire des estimations économétriques ainsi que des prévisions
- une révision (cas pratiques) des différentes commandes dont on a besoin pour faire une analyse économétrique. Ce point a été subdivisé en deux sous points : la spécification des modèles économétriques et leur interprétation.

I. Séries de questions et réponses

- Quelle est le rôle de l'économétrie dans la modélisation macroéconomique ?

  Réponse :
  L'économétrie permet d'estimer les équations de comportement d'un modèle et à partir de ce modèle on fait des prévisions.

- Qu'est ce qu'un modèle linéaire ?

  Réponse :
  Un modèle linéaire est un modèle dont l'effet marginal reste constant quelque soit le niveau des variables exogènes.

- Parmi les équations suivantes, quelles sont celles qui sont linéaires ?

  1)$Q_t = AK^{\alpha}\ L^{\beta}$ 2)$Q= \beta_1 (\beta_2 K^{\beta 3} + (1-\beta_2)^{\beta 4}$
  3)$C_t = \alpha + \beta\ Y_t$ 4)$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 \text{Pri}\ X_t + \alpha_3 C_{t-1}$

Réponse :
Ce sont les équations n° 3 et n°4 qui sont linéaires eu égard à la condition ci-haut énoncée.

On considère la fonction de consommation suivante : $C_t = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_t$

- Justifier la présence du terme erreur.

  Réponse : le terme erreur regroupe l'ensemble des variables explicatives non prise en compte dans la spécification du modèle.

- Que représente le coefficient du revenu dans cette équation ? Ce coefficient peut-il être supérieur à 1 ? Pourquoi?

  Réponse : le coefficient β du revenu représente la propension marginale à consommer. Autrement dit, c'est la variation de la consommation suite à une variation du revenu : $\beta = \Delta C/\Delta Y$.

Normalement pour des biens normaux, la propension marginale à consommer est toujours comprise entre 0 et 1 mais pour des biens inférieurs et supérieurs, elle peut être successivement négative et supérieure à un.

Ici le professeur formateur a profité de l'occasion pour rappeler la loi d'Engel qui stipule que :

- quand les revenus des consommateurs ne sont pas élevés, ce sont les biens primaires qui consomment la grande part du revenu.
- Quand le revenu commence à augmenter, ce sont les biens secondaires qui priment.
- Quand le revenu augmente encore plus, ce sont les biens tertiaires qui consomment la grande partie du revenu.

Qu'entend – on par stabilité du modèle ?

Réponse : un modèle économétrique est stable si ses coefficients n'ont pas changé à travers la période d'analyse. Autrement dit pour ce qui est de la fonction de consommation, quand le modèle est stable, cela veut dire que le comportement des ménages est resté inchangé.

Un modèle a besoin d'être stable pour éviter des erreurs de prévisions. En effet pour faire des prévisions sur une période déterminée, l'on doit se baser sur une hypothèse centrale qui est « Toutes choses étant égale par ailleurs » pour supposer que le comportement des acteurs ne va pas changer durant cette période.

Toutefois, on peut prendre une hypothèse optimiste lors de l'établissement des prévisions.

Quels sont les tests de stabilité vus au cours de la première session de formation ? Expliquer comment on interprète les résultants de ces tests ?

Réponse : Pendant la première session on a vu deux tests de stabilité à savoir le test de Chow et celui de CUSUM
Le Test de Chow permet de connaître l'année de cassure : ce test nous aide à vérifier si les coefficients du modèle sont les mêmes sur les deux sous périodes d'analyse d'avant et d'après la cassure ou s'ils sont différents .En effet, si les coefficients sont les mêmes on combine les deux équations, s'ils sont différents, on les sépare et on aura dans ce cas deux équations pour les prévisions.
Autrement dit il s'agit de tester si oui ou non les coefficients des deux modèles sont les mêmes ou pas.

Quant à lui, le test de CUSUM permet d'identifier le point de cassure (Break point). En effet, si la courbe sort de la zone de confiance, il y a cassure.

Après la séance des questions et réponses, le formateur a proposé qu'on révise les différentes commandes dont on a besoin pour faire une simulation économétrique.

L'exercice consistait en une spécification des modèles économétriques sur base d'une base de données saisies dans Excel et en l'interprétation des résultats ainsi obtenus.

II. Différentes commandes pour faire une spécification des modèles économétriques

a) Pour la saisie de la base de données dans Excel :

- Ouvrir le logiciel Excel
- saisir les données dans une feuille d'entrée Excel
- Sauvegarder la base de données de la feuille d'entrée

b) Pour la spécification des modèles économétriques sur base des données déjà saisies dans Excel :

- ouvrir Excel et identifier le fichier sur lequel on veut travail
- identifier le nom et le nombre des variables
- fermer Excel
- ouvrir Eviews
- open – new – workfile
- file – import – read lottus excel- ok
- détermination de la fréquence – start date –end date (toute en indiquant le nombre de variable) – ok
- visualiser les variables de la base de données qu'on a importé en procédant de la sorte : sélection des variables dont on veut visualiser les données- clic droit de la souris – open – open as group
- une fois qu'on est rassuré que la base de données est correcte, on la ferme pour entamer les spécifications des modèles
- estimation de l'équation : choisir la variable endogène et après l'avoir identifiée, sélectionner toutes les variables explicatives dont on a besoin pour la spécification et par un clic droit procéder comme suit : open – open as équation –ok .

III. Interprétation des résultats sur E-views

A priori, il faut vérifier s'il y a ou pas auto corrélation des erreurs (résidus).

1°) Avec le résultat donné par le test DW (Durbin-Watson), on est plus ou moins renseigné s'il y a ou pas une présomption d'auto corrélation des erreurs.

- Si la valeur calculée est proche de 2 (i.e → Absence d'auto corrélation des résidus,
- Si la valeur calculée est proche de 0 → Détection d'une auto corrélation des erreurs.

Q : Que se passe-t-il si la valeur donnée par le test de DW n'est ni proche de 0 et ni proche de 2 ?

Etape 1 : Collerogramm test

On visualise le corrélogramme des résidus pour voir de par et d'autre, les bandes dépassent les pointillées qui symbolisent l'intervalle de confiance.

View
∟ Residual test
∟ Collerogramm
∟ ***validez***

- Si la bande sort les pointillées → Auto corrélation des erreurs
- En cas contraire → Absence d'auto corrélation des erreurs

Etape 2 : Test de Breusch-Godfrey

En cas de détection d'auto corrélation des erreurs, on applique le test de Breusch-Godfrey. Ce dernier vise l'indépendance des erreurs car il ne faut pas que l'erreur en t soit liée à celle de t (-1) ou t (-2) ou …….

View
∟ Residual test
∟ Serial correlaion test
∟ Lag to include (1) (ordre de niveau 1)
∟ ***validez***

N.B. L'ordre va de 1,2,…. Et on s'arrête quand, au niveau supérieur, les résidus ne sont pas significatifs.

- H_0 : Absence d'auto corrélation
- H_1 : Auto corrélation des erreurs

Seuil critique de significativité α : Prob = 5%

N.B. Le niveau de probabilité renseigne sur le risque que l'on courre en rejetant l'hypothèse nulle

- ➢ α > 0,05 → On accepte l'hypothèse nulle (absence d'auto corrélation des erreurs)
- ➢ α < 0,05 → On rejette l'hypothèse nulle (auto corrélation des erreurs)

Etape 3 : Test d'hétéroscédasticité (Test de White)

A ce niveau, on vérifie si les erreurs conservent une variance constante tout au long de la période

View
∟ Residual test
∟ White Heteroscedasticity test
∟ ***validez***

- H_0 : Les résidus sont homoscédastiques
- H_1 : Les résidus ne sont pas hétéroscédastiques

Seuil critique de significativité α : Prob = 5%

N.B. Le niveau de probabilité renseigne sur le risque que l'on courre en rejetant l'hypothèse nulle

- ➢ α > 0,05 → On accepte l'hypothèse nulle (résidus homoscédastiques)
- ➢ α < 0,05 → On rejette l'hypothèse nulle (résidus hétéroscédastiques)

Etape 4 : Test de stabilité du modèle

A ce niveau, il s'agira de s'assurer si, dans une équation de comportement par exemple, les ménages n'ont pas changé de comportement depuis une certaine période.

Etape 4.1 Test de Chow

Ce test sert à :

- détecter s'il existe ou pas une année de cassure
- estimer les équations avant et après l'année de cassure
  1. si les coefficients des deux droites sont égaux → pas de cassure dans la série
  2. Si les coefficients des deux droites sont différents → break point détecté

View
∟ stability test
∟ Chow test
∟ ***validez***

H_0 : Pas de changement de comportement → stabilité du modèle sur toute la période
H_1 : Changement des comportements → modèle pas stable

Interprétation des probabilités : *I dem*

Etape 4.2 : Test de Cusum

Ce test vous suggère :

- à quel point il y a eu rupture dans les habitudes de comportement
- la variation des comportements à travers l'intervalle de confiance
- mesurer l'ampleur du choc (structurel ou conjoncturel)
- Structurel (quand la courbe sort de l'intervalle de confiance et ne rentre pas dans cet intervalle), conjoncturel (quand la courbe sort et entre par la suite dans l'intervalle de confiance)

View
∟ stability test
∟ Recursive estimation
∟ ***validez***

Etape 5. Détection de la muticollinéarité

On parle de « multicollinéarité », si on est en présence des variables explicatives qui s'expliquent entre elles. On parle d'un modèle redondant.

Les variables explicatives doivent être indépendantes sinon, on aura la confusion des effets sur la variable endogène.

Un modèle parcimonieux est toujours conseillé car vaut mieux avoir peu de variables qui expliquent beaucoup la variable endogène que d'avoir plusieurs variables qui n'expliquent rien du tout.

Pour détecter s'il y a multicollinéarité ou pas, on passe par la matrice des corrélations « correlation matrix »

View
∟ correlation simple
∟ correlation matrix

Si deux variables sont fortement corrélées (proche de 1) i.e qu'on peut utiliser l'une à la place de l'autre et vice- versa. Mais pas les deux en même temps car cela à pour conséquence de rendre l'autre variable non significative.

Etape 6. Coefficient de détermination R^2 et R^2 ajusté

Le R^2 renseigne sur le niveau d'explication (en %) du modèle par les variables explicatives prises en considération et il est compris ente 0 et 1. S'il est proche de 1, le modèle est plus que satisfaisant.

Cependant, c'est le R^2 ajusté (version pénalisée de R^2, qui choisit entre plusieurs modèles alternatifs) car le coefficient de détermination simple R^2 augmente (mécaniquement) avec le nombre de variables explicatives prises en compte dans le modèle.

R^2 ajusté < **R^2 ;** **R^2** ajusté = f (n, k) ou k = nbre de variables explicatives

Etape 7. Tests de significativité globale du modèle

Etape 7.1 : Test de Fischer

Ce test renseigne sur la significativité des coefficients des variables explicatives prises globalement. Il s'agit de vérifier s'il existe au moins un coefficient significatif.

H_0 : a = 0 ; b = 0 → tous les coefficients sont nuls

H_1 : a = ∅ ; b = 0 → il y a au moins un coefficient qui n'est pas nul i.e significatif

Interprétation des probabilités : *I dem* (on se réfère toujours aux probabilités)

1. Etape 7.2 Test de Student

Ce test renseigne sur la significativité des coefficients des variables explicatives (exogènes) prises individuellement.

- H_{0} : b = 0 → coefficient nul (pas significatif)
- H_1 : b = 0 → coefficient non nul i.e significatif

Interprétation des probabilités : *I dem*

A RETENIR !

Pour des tests de significativité, il faut savoir ce qu'on veut tester et se mettre en tête que l'hypothèse nulle (H_0) sera toujours l'hypothèse que l'on veut mettre à l'épreuve.

Gratien Ninteretse, MINIFIN

PROCES VERBAL DE LA 3ème SESSION SUR LA FORMATION E-views DU 29 OCTOBRE 2007

Deux grandes parties ont caractérisé cette séance à savoir :

1. des questions de compréhension en rapport à la multicollinéarité d'une part et le modèle autorégressive d'autre part
2. Une révision pratique (sur machine) encadrée et supervisée par l'équipe des consultants

I. Première partie

➢ Multicollinéarité

On entend par multicollinéarité, si dans un modèle donné, il y a détection de deux ou plusieurs variables qui sont fortement corrélées entre elles.

Les conséquences de cette dernière sont essentiellement de 3 sortes à savoir :

- Confusion des effets (effets conjugués)
- réduction de la significativité des coefficients
- Impossibilité d'estimer le modèle en cas de multicollinéarité parfaite

Cependant, il existe un moyen de contraindre cette multicollinéarité à l'aide de la matrice de corrélation[2]

➢ Modèle auto régressif

Un modèle est dit « auto régressif » si la variable endogène est expliquée par ses valeurs passées. Autrement dit, c'est quand la variable endogène retardée (effet mémoire) figure parmi les variables explicatives.

N.B. Un modèle dynamique se distingue d'un modèle statique par la présence d'une variable retardée.

II. Révision pratique

<u>Etape 1</u> : Exporter les données dans E-views

- ➢ Connaître l'étendu de la série (start date & end date) et le nombre de variables
- ➢ Créer le Workfile : File / new / workfile
- ➢ Importer les données de excel vers E-views
- ➢ Visualiser les variables : sélectionnez les variables/ open/ as a group
- ➢ Enregistrer : file / save as / nom

[2] Pour les commandes, se référer au P.V séance 2, partie interprétation

Etape 2 : Ana lyser l'évolution d'une variable

- Visualiser la série : Double clik sur la variable ou sélectionner / show
- View / graph / line
- Revenir aux données : Cliquer sur « sheet »
- L'utilité du « multigraph » : sert à vissualiser deux ou plusieurs variables de grandeur différente.
- view / correlation / common sample : tient compte de l'étendu commun des variables

Ex : cons : 1965 2002 / PIB : 1965 2000 / Infl : 1965 1999 ; l'étendu qui sera prise en compte sera la plage que ces variables auront en commun. Donc, de 1965 1999.

- Enregistrer : Name / nom / valider

Etape 3 : Création des Log et / ou d'autres variables

On peut générer n'importe quelle variable mais à partir des variables qui existe déjà :

- Quick / generate series / enter equation
- Ou avec raccourci : Genr / enter equation

L'intérêt de générer une variable est de vérifier la cohérence à l'aide des identités comptables

Ex : INVTOT = INVG + INVPRI : la cohérence sera assurée s'il advient que INVTOT saisie est égal à INVTOT donnée par la formule.

Utilité des log :

1. sert à linéariser une fonction qui n'est pas linéaire

- $Y = A K^{\alpha} L^{\beta}$
- L Y = a + α log K + β log L (forme mathématique)
- Quick / estimate equation / écrire l'équation

2. quantifie la sensibilité d'une variable dépendante par rapport à la variable expliquée par le biais des élasticités respectives des coefficients.

Etape 3.1 : Générer le taux de croissance du PIB

- **gt = LPIB – LPIB (-1)**
- **gt = D (LPIB) * 100 où « D » traduit la différence**

Etape 4 : Correction de l'auto corrélation des erreurs

- Si le test de DW est loin de 2, il y a présomption d'auto corrélation des erreurs
- Visualisation du collerogramme : view / residuals test / collerogram
- On vérifie le niveau du retard qui est significatif. Par ex. si le premier retard est significatif, on dira que les erreurs sont autocorrélées à l'ordre 1.
- Corriger l'auto corrélation par l'ajout du terme AR(1) : estimate / Ajout de AR (1)
- Le terme AR doit être significatif
- Revenir aux équations : stats
- Refaire le collerogramme

N.B. AR : coefficient de l'erreur autocorrélée
- Il peut être positif ou négatif mais doit être < 1, car il faut que les erreurs aillent en diminuant

Etape 5 : Simulation des séries

Etape 5.1 : Simulation historique

Il s'agit de vérifier si le modèle colle bien aux données historiques.

- Feuille des résultas / forecast / un grahique apparaît
- Vérifiez la valeur de Theil Inequality Coefficient comprise entre 0 et 1
- L'indice de Theil renseigne sur le niveau d'adéquation. S'il est proche de 0, c'est que le modèle a pu produire les données historiques
- Donc le modèle peut mieux prédire l'avenir

Etape 5.2 Simulation avenir (prévisions futures)

Il faut d'abord connaître le fonctionnement de l'économie et de l'environnement extérieur. Ensuite, il faut construire des hypothèses plausibles pour la période des prévisions souhaités.

Par exemple : H / 3% de croissance du PIB

- Générer : Generate / LPIB – LPIB (-1) = 0.03
- Spécifier la période de prévision
- Etendre : Range / allonger la période (end date only)
- Quick / Generate / LPIB = LPIB (-1) + 0.03
- A ce niveau, il faut signifier que la formule s'applique uniquement à l'échantillon des prévisions futures.

Didier Ntiroranya, MPDRN

PROCES VERBAL DE LA 4ème SESSION DE FORMATION SUR E-VIEWS DU 30 OCTOBRE 2007

Cette session a été marquée par deux points :

- Les prévisions
- Etude de cas

I. Les prévisions

On s'est donnée deux hypothèses :

- Hausse du PIB de 3% par an jusqu'en 2010
- Maintient des prix à leur niveau de 2002

La première étape à faire est d'élargir le range et le sample. Pour ce faire, on double click sur Range et on écrit 2010 à la place de 2002.
On fait de même pour sample.

1°/ Le PIB

Pour prévoir le PIB avec un taux de croissance de 3%, on utilise la formule :

$LPIB_{2003} = LPIB_{2002} + 0.03$

Dans E.views, on demande à la machine de compléter la base de données chaque fois en ajoutant 0.03 jusqu'en 2010.

Generate series by equation → (on tape le nom de la variable à générer telle que dans la base)
lpib=lpib(-1)+0.03 ; dans sample, au lieu de 1965 2010, on écrit 2003 2010 → valider.

On obtient une série complète jusqu'en 2010.

2°/ L'IPC

Pour l'IPC, on a fait l'hypothèse que les prix resteront constants de 2002 jusqu'en 2010.

Generate series by equation → ipc= @elem(ipc,2002)
Dans sample, on écrit 2003 2010 et on valide.

Pour prévoir la consommation, on part de l'équation de la consommation déjà estimer (eqconso) en fonction du pib et de l'ipc.

On ouvre eqconso → forecast → forecast sample: 2003 2010 → ok

On obtient un graphique. Les prévisions sont représentées par la ligne bleue du milieu et les valeurs observées sont éparpillées dans l'intervalle de confiance délimité par les pointillés.

On ouvre en groupe lconsp et lconspf. On commence par sélectionner lconspf puis lconsp, click droit de la souris → open → as group. Les données apparaissent.
On fait View → graph → line. On obtient un graphique à la fois rouge et bleu et le bleu commence en 2003 là où commencent les prévisions.

N.B : Si on oubli de changer le sample, la nouvelle série va écraser l'ancienne.

3°/ Le taux de croissance

Taux de croissance de la consommation

Tauxcons= d (lconsopf)*100

Generate → tauxcons=d (lconspf)*100

Dans sample, on écrit 2003 2010 → ok. On ouvre alors tauxconsp. On a généré les taux de croissance sur toute la période de 1965 à 2010.

Pour séparer la période d'avant et la période sous prévision, on génère les taux séparément.

Avant : Generate → tauxconspavant=d (lconsp)*100, dans sample, on écrit 1965 2002 et on valide.

Après : Generate → tauxconspf=d (lconspf)*100, dans sample on écrit 2003 2010 et on valide.

Pour faire un graphique des taux de croissance, on sélectionne tauxconspavant et tauxconspf → click droit → open → as group et les taux apparaissent. On click sur View → graph → line. On obtient le graphique (la première partie non prédi
te et la partie prédite).

II. Etude de cas

Pour l'étude de cas, on a formé 4 groupes.

Le premier groupe avait à estimer l'équation de l'offre du secteur agricole.
Le deuxième groupe travaillait sur la fonction de production de l'industrie.
Le troisième groupe estimer la fonction d'investissement privé.
Le quatrième groupe a travaillé sur la fonction de consommation privée.

Il y avait aussi la fonction d'exportation&importation.

Pour cette étude de cas, les données à utiliser se trouvaient dans Excel, fichier « données sur le Burundi ADI BAD ».

Il fallait d'abord chercher dans la base de données Excel les variables explicatives de chaque fonction et cela pour chaque groupe.

D'abord, il fallait copier la ligne qui contient la fonction à estimer et l'enregistrer sous un autre classeur.
Sélectionner la ligne → copier → nouveau → édition → collage spécial → transposé → ok

C'est dans le classeur qu'on va mettre les données en rapport avec la fonction à estimer.

Si on obtient toutes les données nécessaires pour estimer la fonction, on enregistre le classeur et on ferme Excel. On va alors dans Eviews pour estimer la fonction.
On crée d'abord le workfile et on importe les données d'Excel vers Eviews. On estime alors la fonction.

La session s'est clôturée sans qu'on ait déjà terminé l'étude de cas.

Rose Ryanyeninka, MPDRN

PROCES-VERBAL : FORMATION SUR E-VIEWS
SESSION 5 DU 31 OCTOBRE 2007

Date : le 31/10/2007

Lieu : Restaurant KU KAYANGE

Heure : de 8H00 à 13H00

La cinquième session de formation sur **E-views** concernait une étude de cas (Burundi) et les participants étaient répartis en 4 groupes de 3 chacun.
Chaque groupe devait désigner une personne pour exposer son cas devant les autres participants et devant les deux consultants présents dans la salle.

*C'est le 1er groupe qui a commencé et avait à estimer « l'équation de l'offre du secteur agricole ».

1ère étape :

Comme l'estimation de la production est faite à l'aide du modèle COBB DOUGLAS, la variable endogène est la Valeur ajoutée du secteur agricole (VAAGRI) d'une part et les variables exogènes sont l'investissement total (INVTOT) et la force de travail (TRAVTOT) d'autre part. L'investissement total est composé de l'investissement privé (INVP) et l'investissement public (INVG). Ils ont extrait de la base de données les variables ci haut mentionnées et ils les ont copié en transposé sur une autre feuille du même fichier. Nous l'avons enregistré et fermé.

2ème étape :

Avant d'importer vers EViews, nous avons d'abord créé un workfile dénommé Exercice 2 en précisant la date de début de la série et la date de fin (1960-2004), soit 45 observations.
Après importation, ils ont transformé toutes les données en logarithme et ont procédé à l'estimation des équations de la façon suivante :

1ère équation :

Estimation Command:
=====================
LS LVAAGRI LTRAVTOT LINVTOT LINVP LINVG C

Estimation Equation:
=====================

LVAAGRI = C(1)*LTRAVTOT + C(2)*LINVTOT + C(3)*LINVP + C(4)*LINVG + C(5)

Substituted Coefficients:
=====================
LVAAGRI = 0.7545969028*LTRAVTOT - 0.1400827005*LINVTOT + 0.1721744418*LINVP + 0.1445240489*LINVG + 16.44636199

Dependent Variable: LVAAGRI
Method: Least Squares
Date: 10/30/07 Time: 12:08
Sample (adjusted): 1979 2002
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTRAVTOT	0.754597	0.271207	2.782369	0.0119
LINVTOT	-0.140083	0.158349	-0.884644	0.3874
LINVP	0.172174	0.083126	2.071240	0.0522
LINVG	0.144524	0.065350	2.211525	0.0395
C	16.44636	2.549050	6.451957	0.0000

R-squared	0.700970	Mean dependent var	24.79247
Adjusted R-squared	0.638017	S.D. dependent var	0.107601
S.E. of regression	0.064738	Akaike info criterion	-2.453874
Sum squared resid	0.079630	Schwarz criterion	-2.208447
Log likelihood	34.44649	F-statistic	11.13471
Durbin-Watson stat	1.230968	Prob(F-statistic)	0.000080

Résultats

Ce tableau montre que le R² ajusté est faible (63,8%) < 65%, c'est-à-dire que probablement il y a d'autres variables qui ne sont pas prises en compte dans la spécification du modèle d'une part ou bien les données ne sont pas fiables.

2ème équation :

Estimation Command:
=====================
LS LVAAGRI LTRAVTOT LINVP LINVG C AR(1)

Estimation Equation:
=====================
LVAAGRI = C(1)*LTRAVTOT + C(2)*LINVP + C(3)*LINVG + C(4) + [AR(1)=C(5)]

Substituted Coefficients:
=====================
LVAAGRI = 0.2321824277*LTRAVTOT + 0.07026167757*LINVP - 0.01239127008*LINVG + 21.32676553 + [AR(1)=0.7527894721]

Dependent Variable: LVAAGRI
Method: Least Squares
Date: 10/30/07 Time: 12:11
Sample (adjusted): 1980 2002
Included observations: 23 after adjustments
Convergence achieved after 14 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTRAVTOT	0.232182	0.336280	0.690443	0.4987
LINVP	0.070262	0.040953	1.715672	0.1034
LINVG	-0.012391	0.057015	-0.217332	0.8304
C	21.32677	5.104003	4.178439	0.0006
AR(1)	0.752789	0.164449	4.577638	0.0002

R-squared	0.767748	Mean dependent var	24.80194
Adjusted R-squared	0.716137	S.D. dependent var	0.099258
S.E. of regression	0.052883	Akaike info criterion	-2.851796
Sum squared resid	0.050340	Schwarz criterion	-2.604949
Log likelihood	37.79565	F-statistic	14.87553
Durbin-Watson stat	2.026595	Prob(F-statistic)	0.000016

Inverted AR Roots	.75

Estimation Command:
=====================
LS LVAAGRI LTRAVTOT LINVTOT C AR(1)

Estimation Equation:
=====================
LVAAGRI = C(1)*LTRAVTOT + C(2)*LINVTOT + C(3) + [AR(1)=C(4)]

Substituted Coefficients:
=====================
LVAAGRI = 0.4030205919*LTRAVTOT + 0.05589068607*LINVTOT + 17.44359945 + [AR(1)=0.8438493005]

Dependent Variable: LVAAGRI
Method: Least Squares
Date: 10/30/07 Time: 12:13
Sample (adjusted): 1966 2002
Included observations: 37 after adjustments
Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LTRAVTOT	0.403021	0.387508	1.040032	0.3059
LINVTOT	0.055891	0.042071	1.328485	0.1931
C	17.44360	5.682237	3.069847	0.0043
AR(1)	0.843849	0.086963	9.703502	0.0000

R-squared	0.923047	Mean dependent var	24.63541
Adjusted R-squared	0.916051	S.D. dependent var	0.269131
S.E. of regression	0.077978	Akaike info criterion	-2.162973
Sum squared resid	0.200659	Schwarz criterion	-1.988820
Log likelihood	44.01500	F-statistic	131.9435
Durbin-Watson stat	1.761417	Prob (F-statistic)	0.000000

Inverted AR Roots	.84

Dependent Variable: LVAAGRI
Method: Least Squares
Date: 10/31/07 Time: 10:50
Sample (adjusted): 1978 2000
Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-197.1904	33.14423	-5.949464	0.0000
LINVPR	0.027894	0.016821	1.658314	0.1156
LTRAVTOT	13.61644	2.711340	5.022033	0.0001
LTERRE	2.061982	1.377300	1.497119	0.1527
LENGRAIS	0.010665	0.021035	0.507025	0.6187
@TREND	-0.323189	0.066997	-4.823946	0.0002

R-squared	0.932606	Mean dependent var	24.77461
Adjusted R-squared	0.912784	S.D. dependent var	0.116088
S.E. of regression	0.034284	Akaike info criterion	-3.688843
Sum squared resid	0.019981	Schwarz criterion	-3.392627
Log likelihood	48.42169	F-statistic	47.04955
Durbin-Watson stat	2.122707	Prob(F-statistic)	0.000000

Résultats : après avoir ajouté les variables (Terre, Angrais), ils ont constaté que le DW est bon car.

*Ensuite, c'est le 4ème groupe qui a suivi et travaillait sur la « fonction de consommation ».

Estimation Command:
=====================
LS CONSOPRIVEE REVENUDISPO TAUXINT C

Estimation Equation:
=====================
CONSOPRIVEE = C(1)*REVENUDISPO + C(2)*TAUXINT + C(3)

Substituted Coefficients:
=====================
CONSOPRIVEE = 0.6544744546*REVENUDISPO + 570876464.1*TAUXINT + 2.505342656e+10

Dependent Variable: CONSOPRIVEE
Method: Least Squares
Date: 10/30/07 Time: 08:10

Sample(adjusted): 1974 2002
Included observations: 29 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
REVENUDISPO	0.654474	0.082002	7.981194	0.0000
TAUXINT	5.71E+08	1.80E+08	3.177401	0.0038
C	2.51E+10	8.17E+09	3.067348	0.0050

R-squared	0.783268	Mean dependent var	8.71E+10
Adjusted R-squared	0.766596	S.D. dependent var	1.53E+10
S.E. of regression	7.39E+09	Akaike info criterion	48.38178
Sum squared resid	1.42E+21	Schwarz criterion	48.52322
Log likelihood	-698.5357	F-statistic	46.98195
Durbin-Watson stat	0.856950	Prob(F-statistic)	0.000000

Résultats : ils ont constaté que le DW n'est pas satisfaisant car il est inférieur à 2 et, après avoir visualisé le corrélogramme des résidus, ils ont remarqué que les bandes dépassent les pointillées. Donc il y a autocorélation des erreurs d'ordre 4.

Estimation Command:
=====================
LS LOGCONSOPRIVEE LOGREVENUDISPO TAUXINT C AR(4)

Estimation Equation:
=====================
LOGCONSOPRIVEE = C(1)*LOGREVENUDISPO + C(2)*TAUXINT + C(3) + [AR(4)=C(4)]

Substituted Coefficients:
=====================

LOGCONSOPRIVEE = 0.5290023657*LOGREVENUDISPO + 0.005387648384*TAUXINT + 11.94554666 + [AR(4)=0.7214040715]

Dependent Variable: LOGCONSOPRIVEE
Method: Least Squares
Date: 10/30/07 Time: 08:46
Sample(adjusted): 1978 2002
Included observations: 25 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 14 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGREVENUDISPO	0.529002	0.095992	5.510917	0.0000
TAUXINT	0.005388	0.000979	5.501559	0.0000
C	11.94555	2.385204	5.008187	0.0001
AR(4)	0.721404	0.146044	4.939650	0.0001

R-squared	0.900621	Mean dependent var		25.22366
Adjusted R-squared	0.886424	S.D. dependent var		0.141341
S.E. of regression	0.047633	Akaike info criterion		-3.104920
Sum squared resid	0.047648	Schwarz criterion		-2.909900
Log likelihood	42.81150	F-statistic		63.43765
Durbin-Watson stat	1.982015	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.92	.00 -.92i	.00+.92i	-.92

Après avoir ajouté AR(4), ils ont constaté que le test de DW est suffisant car il est proche
de 2.

*Le 2ème groupe a travaillé sur « la fonction de production de l'industrie ».

Pour la spécification de leur modèle, ils ont choisi les variables **Capital** et **Travail** (population active de 15 à 64 ans) comme variables explicatives.

Ils ont interprétés les résultats trouvés comme suit :

Après avoir détecté l'auto corrélation des erreurs de degré 1 et 2 à l'aide du corrélogramme ils ont d'abord éliminé les erreurs de spécification du modèle en y incluant les termes AR(1) et AR(2), ce qui leur a permis d'améliorer le DW et le coefficient de détermination ajusté.

La production industrielle s'est retrouvée fortement expliquée par la variable travail.

Leur modèle a été trop restrictif en supposant que la fonction de production industrielle dépend du facteur travail (population active totale et capital. Là aussi ils se sont servi des valeurs Proxy, faute de pouvoir disposer des variables explicatives fiables.

Les résultats du test se présentent comme suit :

Le modèle spécifié a mis en relation les variables suivantes : **lvai lpat lkt**

Dependent Variable: LVAI
Method: Least Squares
Date: 10/31/07 Time: 09:42
Sample(adjusted): 1972 2002
Included observations: 31 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 20 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPAT	7.367690	3.530862	2.086655	0.0469
LKT	0.243108	0.047006	5.171897	0.0000
C	-10.88746	14.13491	-0.770253	0.4481

AR(1)	1.353150	0.166013	8.150881	0.0000
AR(2)	-0.557520	0.167369	-3.331076	0.0026

R-squared	0.967684	Mean dependent var	23.09761
Adjusted R-squared	0.962712	S.D. dependent var	0.349223
S.E. of regression	0.067435	Akaike info criterion	-2.408612
Sum squared resid	0.118235	Schwarz criterion	-2.177323
Log likelihood	42.33348	F-statistic	194.6382
Durbin-Watson stat	2.162859	Prob(F-statistic)	0.000000
Inverted AR Roots	.68+.32i	.68 -.32i	

Ils ont conclu que, après avoir ajouté le AR(1) et AR(2), le DW est vraiment satisfaisant.

*La session a été clôturée à 13H sans que le 3ème groupe qui travaillait sur la « fonction d'investissement privé » puisse exposer sur son cas.

Jean-Luc Nkurikiye, MINIFIN

PROCES VERBAL DE LA SIXIEME SESSION DE FORMATION SUR EVIEW DU 02 NOVEMBRE 2007

Cette session a été marquée par l'introduction de l'approche modèle sous Eviews.
On a :

- crée un petit modèle (de 2 équations)
- résolu le modèle
- ré estimé une équation
- mis le modèle à jour après la ré estimation de l'équation

Qu'est ce qu'un modèle ?

- Un ensemble d'équations qui décrivent les relations entre un ensemble de variables
- Les équations peuvent être :
  - des équations de comportements estimées (ce qu'on estime parce qu'on connais pas)

    ou
  - des identités comptables (ce qu'on ne doit pas estimer parce qu'il comporte pas de paramètres inconnus)

Exemple de modèle :

- Cons = 125 + 0,65Pib + 0,32Cons (-1)
- Invp = 114.82 + 0.55*(Pib(-1)-Pib(-2)) + 0.18Pib – 9.59R(-4)
- R = 0.32-8.55e-05Pib+0.008(Pib-Pib(-1))-0.02(M-M(-1)) + 0.48(R(-1) + (-2))
- Pib = Cons + Invp + G

Cons = consommation réelle
Invp = investissement privé réel
G = dépenses publiques réelles
R = taux d'intérêt
M = offre de monnaie

*Dans cet exemple les équations de Cons, Invp, R sont des équations de comportements (il y a qqch qu'on doit estimer) et le Pib est une identité comptable (il suffit d'ajouter les valeurs pour avoir le résultat)

A Retenir

- Dans un modèle de Eviews, à chaque équation du modèle est associé une seule variable endogène,
- La première variable qu'on rencontre dans la spécification d'une équation est considérée comme l'endogène de cette équation,

  Mais dans le système globale (du modèle) une variable peut être endogène même si elle est exogène dans une équation spécifique.

Dans notre exemple de modèle :

- 2 exogènes : G, M
- 4 endogènes : Cons, Invp, R, Pib

A quoi sert un modèle ?

- La principale opération qu'on fait sur un modèle est de la résoudre,
- Résoudre un modèle signifie que pour des valeurs données des exogènes, on cherche à obtenir des valeurs pour les valeurs endogènes, de manière à satisfaire l'ensemble des équations du modèle,
- On peut ainsi simuler plusieurs scénario (diverses hypothèses alternatives parlant sur la trajectoire des variables exogènes).

Comment la faire sous Eviews ?

- On a utilisé le premier Workfile qu'on a crée sous Eviews
  - On a estimé l'équation de l'Investissement Privé
    - LCons=f(Pib)
    - LInvp=f(Invg,Invp(-1))
  - Pour LCons
    - Sélectionner Lconsp / Lpib → open as equation
    - Tapper AR(1) à la fin de l'équation
  - Pour LInvp
    - Créer les Logs du InvG (publique) et Invp (privé)
    - Sélectionner LInvp / LInvg / LInvp
    - Tapper (-1) à la fin de l'équation
    - Ça veut dire que Invp est une fonction de Invg et le valeur historique de Invp
  - On les ai nommé Eq01 et Eq02
    - Quelles sont les variables exogènes ?
      - Pib, Invg
    - Endogènes ?
      - Cons, Invp.

- L'étape suivant : il faut ouvrir les équations au niveau modèle
  - Sélectionner Eq01, Eq02 → open as equation
  - Cliquer sur Variables, on voit que
    - Les endogènes sont en bleu
    - Les exogènes en noir
  - On a nommé le modèle de même façon qu'on a nommé les équations
    - Model1
  - On a vu que si on retourne au workfile et on ré estime une des équations, il est essentiel qu'on met le modèle à jour !
    - Dans la fenêtre du modèle il faut cliquer :
    - Procs / Links / Update All Links

A Retenir :

- Le mise à jour du modèle suivant un ré estimation d'une ou plusieurs équations se fait jamais automatiquement, il faut le faire vous-mêmes !
- Si on clique :
  - Procs / Links / Break All Links
  - C'est un grand problème !
  - Ça veut dire qu'on a coupé tous les liens entre les équations et le modèle et on ne peut plus mettre le modèle à jour, c'est fini !
  - Pour résoudre ce problème il faut supprimer les équations sans liens et copier et coller les équations dans le modèle de nouveau

Quand on a ouvert les équations au niveau du modèle, il faut résoudre le modèle

- Sélectionner « Solve » dans le modèle
- Quelques options de base « Basic Options » :
  - Type of simulation (type de simulation) : Deterministic (déterministique) / Stochastic (stochastique) ?
    - Exemple déterministique : LCons = C(1) + C(2)Pib
    - Exemple stochastique : LCons = C(1) + C(2)Pib + ε
      - Essentiellement, c'est stochastique dés qu'on inclu le terme d'erreur
    - Dans cet exemple précis on a choisi déterministique
  - Dynamics (dynamiques) : Dynamic (dynamique) / Static (statique) ?
    - C'est dynamique si on utilise des données historiques
      - Les modèles de la Banque Mondiale, FMI etc. sont statiques (des modèles d'optimisation)
      - Pas utile pour la prévision !
      - Les modèles de prévision / simulation offre des alternatifs aux politiciens
      - Dans cet exemple précis on a choisi dynamique
  - Solution scenarios & output (les différents scénarios et résultats) : Actuals / Baseline / Scenario 1
      - Dans cet exemple on a choisi Baseline = scénario de base (on a rien simuler)
  - Solution sample :
      - Dans notre exemple précis on a tappé 1965 2002
- Quelques options pour résoudre « Solver » :
  - Solution algorithm : Gauss-Seidel / Newton
      - La majorité de modèles utilisent Gauss-Seidel parce qu'ils sont des modèles récursifs

- Après avoir validé, si on retourne au workfile on voit qu'il y a des nouvelles variables
  - Lconsp_0
  - Linvpr_0

- Dans le modèle on voulait voir un graphique de notre modèle alors on a sélectionné lconsp / linvpr
  - Clic droit : Make Graph
  - Cocher les options Active et Actuals
  - Changer la période de 1965 – 2010 à 2002

Analyse de graphe :

- On a comparé les valeurs actual (réel / observer) et simuler
  - On a vu que Lconsp était bon, mais Linvpr n'était pas bon
  - Il fallait donc estimer/ré spécifier l'équation
  - C'est le commencement du procès d'aller-retour !

Ré estimation de l'équation :

- On a retourné à l'équation 2 (Invpr) pour introduire une variable muette
  - Cette variable n'a pas de valeur normale (on lui donne une valeur de 1 ou 0), et c'est quelque chose qui n'est pas représenté dans la comptabilité nationale
  - Ça représente un choc
- Dans notre exemple spécifié
  - On a donné la variable muette de 0 en dessous de 1987, et à partir de 1994
  - Mais de 1988 à 1993 on a donné la variable muette de 1 (la période où on a vu qu'il y avait un choc)
- Pour introduire la variable muette:
  - sélectionner Eq02 dans le workfile, cliquer sur genr, tapper : DUM=0, et vérifier que le sample est bien préciser 1965-2002
  - répéter cette étape de nouveau mais cette fois taper DUM=1 et changer le sample : 1988-1993
  - ouvrir Eq02, cliquer estimate, taper : DUM à la fin de l'équation et puis fermer.
  - Ouvrir le modèle et le mettre à jour
    - Procs / Links / Update
    - Cliquer « Solve »
- Le graphe était un peu mieux

Retourne à l'analyse des tests :

- R^2 n'était toujours pas très fort ce qui a suggéré :
  - Une erreur de spécification de la forme de relation

    ou
  - Une oublie de variable explicatif pertinent
  - Dans notre exemple de Invpr on n'a pas inclus le taux d'intérêt !

La session suivante on va simuler les chocs (en utilisant nos variables exogènes) :

Scénario 1 : Y = +3% , G = +10%

2003-2010

Scénario 2 : Y = +2% , G = +3%

Scénario 3 : Y = +0% 2003-2004
Y = +2%, G = +5 % 2005-2010

Amy Mawson, MPDRN

PROCES VERBAL DES 7ème,8ème ET 9ème SESSIONS DE FORMATION AU LOGICIEL EVIEWS : 5-6-7 novembre 2007

Lors de la 7ème session il était question de :

1) Terminer l'exercice de la session précédente concernant trois scénarios à simuler à savoir :

- ***Scénario*1** : augmentation du PIB de 3% et des dépenses publiques (G) de 10% pour la période 2003 à 2010 ;
- ***Scénario2*** : augmentation du PIB de 2% et des dépenses publiques (G) de 3% pour la période 2003à 2010 ;
- ***Scénario3*** : maintien du PIB constant pour la période 2003 à 2004, augmenter le PIB de 2% et des dépenses publiques (G) de 5% pour la période 2003à 2010.

2) Faire une étude de cas : Modèle de KLEIN

A partir des équations suivantes :

Cons = c(1) +c(2)*P + c(3)*P(-1) + c(4)*(Wg+Wp)
I = b(1) +b(2)*P + b(3)*P(-1) +b(4)*K(-1)
WP =a(1) + a(2)*X + a(3)*X(-1) + a(4)*t
K=K(-1)+I
X= Cons s+I+G
P=X-Tax-Wp

Avec :
- Cons=consommation privé
- I= investissement privé
- P= profit nets des taxes des entreprises
- WP= salaire du secteur privé
- Wg =salaire du secteur public
- X= exportations du secteur privé
- G = dépenses publiques
- Tax = taxes

- Estimer les équations de comportement et faire les différents tests
- Constituer un modèle macroéconomique :
  - quelles sont les variables endogènes ?
  - quelles sont les variables exogènes?

- Simuler ce modèle sous les hypothèses suivantes jusqu'en :
  - ***Scénario 1*** : hausse des dépenses publiques (G)de 5%, de Taxes de 1%
  - ***Scénario 2*** : hausse des salaires du secteur public (Wg) de 5%

- Examiner l'impact sur, le taux de croissance du PIB, de la consommation et le solde budgétaire.

I) Travaux réalisées lors de la 7ème session

Exercice I

Concernant cet exercice, il était question de simuler les variables endogènes à partir des variables exogènes Y et G. De ce point de vue, les commandes à faire sont :
- revenir au modèle (ici les données arrivent en 2002)
- compléter d'abord la série jusqu'en 2010 :

i) *Simulation pour scénario 1*

Cliquer sur variables-procs- vieuw- scénario-ok(il apparaît le scénario1 et les variables et les équations).

Déterminer les variables qui vont subir des modifications (LPIB, Invg et dum)
- Générer LPIB_1: -clic droit – properties- active scénario1-use override in scénario1-yes;
- Générer LInvg_1: -clic droit – properties- active scénario1-use override in scénario1-yes;
- Générer dum_1=0 (pour le reste de la période).

C'est à ce niveau que l'on génère les séries de ces dernières variables selon les hypothèses du scénario considéré :

- Quick-gerates series-LPIB_1= LPIB_1(-1) + 0.03 (modifier le sample :2003 à 2010)-ok
- Quick-gerates series-LInvg_1= LInvg_1 (-1) + 0.1 (modifier le sample : 2003 à 2010)-ok
- dum_1=0 pour le reste la période

L'étape qui suit c'est de résoudre le modèle :
- Activer (scénario1) le modèle (ici il faut aussi considérer le sample 2003 à 2010)-ok ;
- Sélectionner les variables endogènes simulées – open as group- make graph-actual-ok (toujours considérer le sample de 2003 à 2010)- les graphiques apparaissent.

ii) *Simulation du scénario 3*

Nous avons sauté le scénario 2 car il est presque semblable au premier.

Pour ce troisième scénario, la démarche est presque la même sauf que l'on doit d'abord créer le scénario. Dès lors on fait les commandes suivante :view – scénario- create New scénario- scénario3 –ok.

De la même manière que pour le scénario précédent, on génère les variables simulées suivantes :

- Générer LPIB_3: -clic droit – properties- active scénario1-use override in scénario1-yes;
- Générer LInvg_3: -clic droit – properties- active scénario1-use override in scénario1-yes;
- Générer dum_3=0 (pour le reste de la période).

De nouveau, on génère les séries de ces dernières variables selon les hypothèses du scénario considéré :

- Quick-gerates series-LPIB_3= LPIB_3(-1) + 0%(modifier le sample :2005 à 2010)-ok;
- Quick-gerates series-LPIB_3= LPIB_3(-1) + 0.02(modifier le sample :2005 à 2010)-ok;
- Quick-gerates series-LInvg_3= LInvg_3 (-1) + 0.05 (modifier le sample : 2003 à 2010)-ok;
- dum_3=0 pour le reste la période.

Après cette étape consiste à résoudre le modèle. A cet effet, les commandes à faire sont :

- Solve-activer le scénario3-ok ;
- Sélectionner les variables simulées-open as group- actual (sample2003-2010)-ok.

Ainsi, les graphiques des variables simulées apparaissent.

Remarque : Après cette étape le consultant Edouard a fait comprendre aux participants l qu'il reste presqu'une dizaine de jours et qu'il est important de:

- pouvoir différencier les équations de comportement des identités comptables ;
- Construire une banque de données à utiliser dans le modèle INPLABURA (saisie dans EXCEL et les exporter vers EVIEWS). Ici c'est le rôle des agents du Ministère du plan.

Le consultant a précisé que si les données ne sont pas disponibles, l'équipe pourra utiliser les données de la BAD dont dispose le formateur en ce sens que l'important pour l'INPLABURA c'est la programmation et la résolution. De plus, il a indiqué qu'il faudrait que le modèle INPLABURA commence à être tourné avant le 11 novembre.

Exercice II : **Modèle de KLEIN**

Pour cet exercice, on a fait :

1) l'estimation d de toutes les équations de comportement et certains tests

Avant de faire certains tests, on a d'abord interprété les coefficients de détermination, la statistique de Fisher pour la significativité globale et la statistique de Student pour la significativité individuelle.

Les tests faits portent sur :

i) *l'auto corrélation des erreurs* : ici on a considéré le test DW, le colloregram et le test de Breusch–Godfrey. Les résultats de ces tests montrent qu'il y a absence d'autocorrelation des erreurs.
ii) l'hommoscédasticité des erreurs : on a fait le test de WHITE et les résultats montrent que l'homoscédasticité. Autrement dit les erreurs ont la même variance.
iii) la spécification du modèle : on a fait le test de Ramsey et les résultats indiquent qu'il n' y a pas de variable pertinente omise
iv) *la stabilité* : les tests de CUSUM indiquent le modèle est stable. Autrement dit , il n'y a pas d'année de cassure.

N.B. : Pour la variable temps nous avons mis la variable @trend dans l'estimation.

2) la constitution du modèle macroéconomique

A ce niveau, la commande à faire est la suivante :
Sélectionner les trois équations- cliquer bouton droit- open as modèle, les équations de comportement apparaissent :
Cons=F(P, W)
I=(K, P)
Wp=(X)

Puisqu' à ce niveau, il manqué les identités comptables, on fait la commande suivante: cliquer sur le bouton droit sur le modèle-insert- taper les identités :
X=Cons+I+G
P=X-Tax-Wp

Après cette étape, le modèle est bien spécifié de la façon suivante :
Cons=F(P, W)
I=(K, P)
Wp=(X)
K=K(-1)+I
X=Cons+I+G
P=X-tax-Wp

De par ce modèle, il s'agit d'un système à équation simultanées avec :

- comme variables endogènes au modèle ***Cons, I, Wp, X, K et P***
- comme variables exogènes au modèle ***G, Wg et Tax.***

Questions posées lors de la 7ème session :
1*) Expliquer la notion d'itération dans la résolution d'un modèle macroéconomique*: Ici le formateur a donné des exemples et a précisé que la machine arrête les itération lorsque l'écart entre la valeur réelle et la valeur estimée est devient très minime.

2) *Les types de simulations* : le consultant a indiqué qu'il y la simulation statique et la simulation dynamique. Et pour cette dernière il faut distinguer la simulation stochastique et la simulation déterministe

3) Faut-il une variable qui n'est pas dans le modèle : cette question a été posée car certains avaient généré une variable pour W=Wg+Wp. A ce niveau le consultant a expliqué le problème de suridentification et de sous-identification d'un modèle. Pour le cas d'espèce il serait problème de suridentification .

II)Travaux réalisés lors de la 8ème session

Lors de la 8ème session, les participants à la formation ont été répartis en groupes pour reprendre l'exercice sur le **Modèle de KLEIN** fait pendant la précédente session dans la mesure où la compréhension de cet exercice leur permettra de bien tourner le modèle INPLABURA ; ont indiqué le formateur et le consultant. Il a été question de faire des simulations des différents scénarios et calculer les taux de croissance du PIB, de la consommation ainsi que le solde budgétaire.

Scénario I** : **Augmentation des salaires du secteur public de 1milliard en 1942

On crée d'abord le scénario1 en maintenant constantes les autres variables exogènes (G et Tax). A ce niveau la commande à faire est la suivante :

- Quick- Gerate series : Wg_1= Wg_1(-1)+1 (on considère le sample de 1942à 1945)

Comme la hausse a été ponctuelle (en 1942), on considère que le montant de ces dépenses reste le même pour toute la période ; dès lors on génère les valeurs comme suit :

- Wg_1= Wg_1(-1) (pour la période 1943 à 1945)

De même on génère les valeurs des autres variables exogènes pour ce premier scénario :

- G_1=G_1(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)
- Tax_1= Tax_1(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)

Après avoir généré ces variables pour le scenario1, on doit d'abord résoudre le modèle pour voir s'il a une solution centrale de base. Autrement dit voir s'il converge. La commande à faire est la suivante : Solve (pour le sample 1942 à 1945)- ok :

Après avoir résolu le modèle, on calcule les taux de croissance de :

- le taux de croissance du PIB : TauxPIB_1=(X_1-X_1(-1))/X_1*100,
- la consommation : Tauxcons_1= (cons_1-cons_1(-1))/cons_1(-1)*100,
- le solde budgétaire par rapport PIB : Soldbudg_1=(Tax_1-G_1-Wg_1)/X_1*100.

Les résultats trouvés pour ce scénario sont présentés dans le tableau suivant :

	1942	**1943**	***1944***	***1945***
TauxPIB_1	17.64	8.35	-0.4	-6.14
Tauxcons_1	16.06	7.53	0.88	-3.71
TauxPIB_1	-11.26	-10.2	-10.4	-11.1

Scénario II : Les dépenses gouvernementales non salariales augmentent de 1milliard en 1942

La démarche est la même que pour le cas précédent. On commence par créer le scénario2 et on génère les variables exogènes pour ledit scénario. Les commandes sont les suivantes :

- G_2=G_2 (-1)+2 (pour le sample de 1942 à 1945)
- G_2=G_2 (-1) (pour le sample de 1943 à 1945)
- Wg_2= Wg_2(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)
- Tax_2= Tax_2(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)

L'étape qui suit consiste à résoudre le modèle pour voir s'il y a convergence, ensuite calculer les différents taux de croissance :

- le taux de croissance du PIB : TauxPIB_2=(X_2-X_2(-1))/X_2*100
- la consommation : Tauxcons_2= (cons_2-cons_2(-1))/cons_2(-1)*100
- le solde budgétaire par rapport PIB : Soldbudg_2=(Tax_2-G_2-Wg_2)/X_2*100

Les résultats trouvés pour ce scénario sont présentés dans le tableau suivant :

	1942	***1943***	***1944***	***1945***
TauxPIB_2	18.5	8.9	-0.2	-6.2
Tauxcons_2	15.4	8.1	1.2	-3.3
TauxPIB_2	-11.2	-10	-10.3	-10.9

<u>Scénario III : Baisse des taxes de 2milliards en 1942</u>

De la même manière, l'on crée le nouveau scénario et l'on génère les variables exogènes :

- Tax_3= Tax_3(-1)-2 (pour le sample de 1942 à 1945)
- Tax_3= Tax_3(-1) (pour le sample de 1943 à 1945)
- G_3=G_3(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)
- Wg_3= Wg_3(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)

Les résultats trouvés pour ce scénario sont présentés dans le tableau suivant :

	1942	***1943***	***1944***	***1945***
TauxPIB_3	19.9	12.3	1.5	-5.2
Tauxcons_3	16.8	10.5	2.7	-3.2
TauxPIB_3	-11.9	-10.6	-10.5	-11.2

<u>Scénario IV</u> : ***<u>Hausse de la masse salariale et des taxes de 1 milliard sur les 4 années</u>***

Pour faire la simulation les étapes sont les mêmes que pour les scénarios précédents. On crée d'abord le scénario et on génère les variables exogènes comme suit:

- Wg_4= Wg_4(-1)+1 (pour le sample de 1942 à 1945)
- Tax_4= Tax_4(-1)+1(pour le sample de 1942 à 1945)
- G_4=G_4(-1) (pour le sample de 1942 à 1945)

Les résultats trouvés pour ce scénario sont présentés dans le tableau suivant :

	1942	***1943***	***1944***	***1945***
TauxPIB_4	12.9	5.2	-1.9	-6.0
Tauxcons_4	14.2	5.2	-0.4	-3.1
TauxPIB_4	-16	-10	-10	-14

N.B : A partir de ce tableau il revient aux économistes de faire une interprétation macroéconomique afin de pouvoir indiquer aux décideurs de politique économique les effets qui peuvent être dégagés par les différents d'une part, le meilleur scénario d'autre part.

Salomon Nsabimana, Université du Grand Lac
Didier Astyanax NTIRORANYA**,** MPDRN

LE PROCES VERBAL DE LA DIXIEME SESSION DE FORMATION E-views du 8 novembre 2007

Cette session a été caractérisée par deux points à savoir :

I. Interprétation des résultats issus des différents scénarios

Concernant ce point, il a été signalé que les scénarios doivent toujours se référer à la solution de base (baseline solution) pour pouvoir comparer les résultats obtenus dans les différents scénarios à celui du scénario de base.

Q1 : Quelle est la différence entre le scénario 1 et le scénario 2.
La réponse a été que chaque scénario a une politique macroéconomique différente de celle de l'autre. Chacun d'eux a un message à donner au niveau de l'économie et du social mais leur objectif est d'atteindre une meilleure croissance économique.

Q2 : Que-ce qui est viser par une augmentation des salaires publics ?

La hausse des salaires entraîne l'augmentation de la consommation privée mais ne contribue pas à la formation brute du capital fixe (FBCF).

Scénario 1 : Hausse de la masse salariale de 1 milliard

Les résultats de ce scénario sont :

	1942	1943	1944	1945
Tauxpib	17,69	8,35	-0,4	-6,13
Tauxcons	16,06	7,54	0,98	3,71
Solde budg	-11,2	-10,3	-10,4	-11,1

De part ces résultats, nous constatons que la hausse de la masse salariale (wg) a un effet positif sur la consommation et sur la production mais cet effet ne concerne que les deux premières années. A partir de la 3ème année, l'effet va en diminuant et arrive même dans les négatifs (récession). Par exemple en1943, la hausse des salaires d'un milliard a occasionné une augmentation du taux de consommation d'environ 1%, ce qui est faible pour doper la production.

Q3 : Est-ce qu'une politique de relance du taux de croissance par l'augmentation des salaires publics est bonne ?
Comme réponse, toute politique qui ne vise pas l'accroissement de la consommation est intenable.

Le deuxième message qui sort des ces résultats est que le solde budgétaire est déficitaire durant toute la période de projection et le déficit sera à 2 chiffres et plus ou moins stable entre 10 et 11 %.

Q4 : Comment financer alors ce déficit ?

Pour financer le déficit, il ne faut pas faire la création de la monnaie du fait qu'elle entraîne l'inflation. Egalement pas d'émission des bons de trésor et d'obligation car le marché n'est très développé. Donc il faudra recourir à l'emprunt extérieur (surtout concessionnel) tout en gardant à l'esprit le régime du taux de change (flottant pour le Burundi), l'effet sur la balance des paiements, et la période de remboursement.

Q5 : Pourquoi l'inflation est considérée comme un impôt ?

L'inflation provoque la réduction du pouvoir d'achat des ménages. Dans ce cas, l'inflation peut être assimilée à l'impôt car ça produit les mêmes effets négatifs sur la consommation privée.
Au cas où le déficit est financé par la Pression fiscale, il faut tenir compte de trois choses :

- Assiette fiscale
- Taux d'imposition
- L'administration chargée de la collecte des impôts

Il a été signalé qu'il y a possibilité d'émettre des bons de trésors (papiers émis par la Banque Centrale aux agents économiques pour achat à un taux négocié), si on veut financer le déficit.

Q6 : Que-ce qui motive les agents économiques à l'achat des bons de trésors ?

Ils sont motivés par trois choses à savoir :

- Taux d'intérêt
- La confiance
- La projection d'une image des perspectives beaucoup plus meilleurs à l'endroit du public

Scénario 2 : Dépenses publiques non salariale (+1milliard)

G est composé de :

- achat des biens et services
- Paiement des intérêts et du principal
- Transferts publics
- Subventions

Les résultats de ce scénario sont les suivants :

	1942	1943	1944	1945
Tauxpib	18,5	8,86	-0,19	-6,15
Tauxcons	15,4	8,06	1,19	-3,74
Solde budg.	-11,17	-10,25	-10,27	-10,95

Les informations qu'on tire de ces résultats sont semblables à celles du scénario 1. C'est-à-dire que le taux de croissance du PIB va en décroissant durant toute la période de projection et arrive même dans les négatifs comme dans le scénario 1. Les chocs bénéfiques sont de court terme et ne concernent que la première année uniquement.

Q7 : Quel type de politique budgétaire adopté ?

- Est-est la politique budgétaire neutre (n'a aucun impact) ?
- Est-ce la politique budgétaire expansionniste (augmentation des dépenses publiques) ?
- Est-ce la politique budgétaire restrictive (diminution des dépenses publiques) ?

La réponse a été que la politique budgétaire adopté est expansionniste.

Q8 : Est-ce que la politique budgétaire expansionniste peut aboutir à un effet d'éviction ? OUI, car il y aura une compétition des ressources limités entre le secteur public et le secteur privé.

On conclut donc pour les deux scénarios que les deux politiques aboutissent aux mêmes effets. C'est-à-dire que l'augmentation de G par l'accroissement des salaires ou l'augmentation des dépenses publiques non salariales G dans les mêmes proportions produit les mêmes effets. Les déficits budgétaires évoluent de la même façon dans ces scénarios.

Scénario 3 : Réduction des impôts de 2 milliards

La diminution des taxes vise l'augmentation des investissements. Ce qui implique un accroissement du revenu disponible des ménages. Le surplus sera alloué à l'épargne et à la consommation.

	1942	1943	1944	1945
Tauxpib	19,97	12,3	1,49	-6,16
Tauxcons	16,78	10,51	2,73	-3,54
Solde budg.	-11,97	-10,66	-10,51	-11,19

En analysant les résultats, on constate que pour les 3 premières années, le taux de croissance est meilleur par rapport à ceux des scénarios précédents.

La baisse des impôts a entraîné l'augmentation du revenu disponible des ménages qui a été absorbé en grande partie par la consommation.

Les déficits budgétaires sont presque les mêmes dans les trois scénarios.
N.B : L'idéal serait que le déficit budgétaire ne dépasse pas 3% du PIB.

Scénario 4 : Accroissement de wg (1 milliards) et de taxes (+1milliards)

	1942	1943	1944	1945
Tauxpib	14,9	5,22	-1,89	-6,07
Tauxcons	12,2	5,2	-0,4	-3,1
Solde budg	-10,5	-10,01	-10,2	-10,9

L'accroissement de Wg a été absorbé par la hausse des taxes. Donc aucun effet sur le revenu disponible ne sera produit. Cette politique alternative sera neutre par rapport aux autres politiques car les effets de ces deux instruments s'annulent.

II. Résolution du modèle pour lequel on se fixe un objectif à atteindre

On se donne un objectif d'atteindre un taux de croissance de 10% sur les quatre années à venir.

Comme dans le précédent exercice, on agit sur les variables exogènes : G, Wg, Tax.

D'abord, on a généré la variable objective : Xobj =Xobj(-1)*1,1 et on fait les différents scénarios en agissant sur les exogènes.

Scénario 5 : **Wg est la variable d'action**

Autrement dit, dans quelle proportion le salaire augmentera pour avoir un taux de croissance de 10%, les autres variables exogènes (G,tax) restant inchangées sur la période de projection).

On va dans modèle- **proc- solve control for target- ok** , puis on résoud le modèle et les résultats sont automatiques.

	1942	1943	1944	1945
TauxWg	-15,7	31,79	28,1	25
Tauxcons	8,92	9,8	9,97	10,13
Solde budg	-9,6	-10,9	-12,2	-13,5

Les résultats montrent que pour la première année, le taux de croissance de 10% nécessite une diminution de la masse salariale. Par contre, durant les 3 dernières années, cet objectif exige une augmentation énorme de la masse salariale Wg. Ce qui entraîne une augmentation de la consommation. Par contre, le solde budgétaire est déficitaire et va en augmentant sur la période de projection.

Scénario 6 : G est la variable d'action

L'objectif reste le même et on procède de la même façon que dans le scénario 5.

	1942	1943	1944	1945
TauxG	-7,6	14,2	14,6	12,9
Tauxcons	10,4	7,3	7,5	7,6
Solde budg	-9,1	-10,7	-11,5	-12,4

Les résultats prouvent que pour la première année, le taux de consommation est supérieur à celui du scénario 5. Par contre, durant les 3 dernières années, les taux de consommation sont inférieurs à ceux du précédent scénario.

En terme de proportion, les scénario 5 et 6 ont le même effet au niveau des soldes.

Pour le scénario 6, c'est une politique neutre du fait que le taux de consommation reste stable durant les 3 dernières années.

Scénario 7 : Taxe est la variable d'action

	1942	1943	1944	1945
Taux tax	13,6	-27,04	-10,4	-39,7
Taux cons	10	8,6	8,1	8,4
Solde budg	-9,4	-11,9	-11,6	13,2

L'atteint de l'objectif nécessite une baisse énorme des taxes. Ce qui engendre une augmentation du déficit budgétaire et n'a un effet limité sur le taux de consommation car il s'est stabilisé pendant les trois dernières années de projection.

Dans ces trois scénario, les effets sont presque les mêmes car le solde budgétaire reste déficitaire et à deux chiffres.

Q9 : Parmi ces trois politiques (scénarios) laquelle choisir ?

La meilleure politique est celle qui a un déficit budgétaire minime comparativement aux autres et qui exige un endettement gérable (moindre) tout en acceptant que l'épargne intérieure n'est pas à mesure de financer le déficit.

Germaine Nsengiyumva, MPDRN

PROCES VERBAL DES 11ème et 12ème SESSIONS DE FORMATION E-VIEWS 9-12 novembre 2007

La 11ème session a fait l'objet de deux points essentiels à savoir :

- La constitution des groupes
- La saisie des données

I. La constitution des équipes

La constitution des membres de l'équipe dans les différents groupes s'est faite de la façon suivante :

GROUPE I : SECTEUR REEL

1. Rémy KEZA	: Chef de groupe
2. Rose RYANYENINKA	: Membre
3. Amy MAWSON	: Membre
4. Gratien NINTERETSE	: Membre
5. Jeanine NKUNZIMANA	: Membre

GROUPE II : FINANCES PUBLIQUES

6. Térence NTABANGANA	: Chef de groupe
7. Jean-Luc NKURIKIYE	: Point focal
8. Bernard BARAZI	: Point focal
9. Jean-Marie BAZOMBANZA	: Membre

GROUPE III : BALANCE DES PAIEMENTS ET GESTION DE LA DETTE EXTERIEURE

10. Germaine NSENGIYUMVA	: Chef de groupe
11. Mathias NGENDAKURIYO	: Point focal
12. Jean-Michel NKENGURUTSE	: Membre
13. Elisabeth KENNEDY	: Membre

GROUPE IV : SITUATION MONETAIRE

14. Balthazar FENGURE	: Chef de groupe
15. Félix NIYONZIMA	: Point focal
16. Salomon NSABIMANA	: Membre

GROUPE V : SECTEUR SOCIAL

17. Prosper NIYONGABO : Chef de groupe
18. Isidore SINDAYIKENGERA : Membre
19. Didier Astyanax NTIRORANYA : Membre
20. Spès NAHAYO : Membre

Le module Gestion de la Dette Extérieure a été transféré du secteur des Finances Publiques au secteur de la Balance des Paiements.

II La saisie des données

Après la constitution des groupes, on a procédé à la saisie des données dans chaque groupe pour alimenter la base des données centrale qui nous permettra de tourner le modèle. Il a été indiqué que l'INPLABURA tournera avec les donnés disponibles en attendant celles de l'ISTEEBU pour les mettre à jour. Ainsi, des précisions ont été données à chaque groupe pour le bon déroulement de la saisie. Avec l'introduction du secteur social, l'INPLABURA comportera 9 modules.

GROUPE I : Secteur réel

Ce groupe porte une très grande responsabilité dans la réussite du modèle avec 103 variables soit plus de la moitié et 4 modules à savoir :

- Ressources avec 45 variables endogènes à collecter plus les variables exogènes
- Emploi
- Prix relatifs
- Marché du travail

Au niveau du secteur réel, on retiendra 1996 comme année de base et si l'ISTEEBU amène celle de 2005, on modifiera la base.

Il a aussi été recommandé de consulter les données en termes réels et nominaux puisque tous les groupes en auront besoin.

Pour le module sur les prix relatifs, il faut calculer les déflateurs implicites secteur par secteur càd calculer le rapport entre variable nominale et variable réelle. Ces prix relatifs seront transférés vers les autres secteurs.

Il faut aussi souligner que certaines variables sont à générer. Par exemple, tout ce qui est investissement cumulatif est à générer.

GROUPE II : Finances publiques

Pour ce groupe, il n'y a que deux fonctions de comportement le reste étant des identités comptables. Les élasticités de chaque variable endogène seront calculées par rapport au PIB. Toutes les équations sont spécifiées.

GROUPE III : Balance des paiements et Gestion de la dette extérieure

Quant à ce groupe, les données sont disponibles mais le calcul des prix relatifs et des élasticités des certaines variables comme les exportations par rapport au PIB s'impose. A ce niveau, on calculera l'indice des prix à l'exportation, à l'importation, le taux de change réel et le taux de change effectif.
C'est aussi au niveau de ce groupe qu'on intégrera le module Gestion de la dette extérieure.

GROUPE IV : Situation monétaire

Comme pour le groupe précédent, après la saisie des données, on calculera les élasticités et on loguera les variables indépendantes.

GROUPE V : Secteur social

Le secteur social qui constitue le 9ème module a été imposé sur ordre du Ministre de la Planification du Développement et de la Reconstruction Nationale qui a beaucoup insisté étant donné que, sur les 8 objectifs du Millénaire pour le Développement, 5 sont d'ordre social.

La 12ème session s'inscrit dans la continuité de la précédente. Ici, il a été souligné que pour bien tourner le modèle on doit respecter différentes étapes :

- Saisie
- Transfert des données
- Régression individuelle des fonctions de comportement et établissement des tests à faire
- Résolution globale du modèle
- S'il y a convergence du modèle, on procédera à l'élaboration des scénarios
- Transfert des résultats des simulations vers Excel
- Analyse des résultats

Comme la session précédente, des instructions ont été données pour la bonne saisie après la présentation des états des lieux de la saisie des données présentés par chaque groupe.

Au niveau du secteur réel

Il a été rappelé que les déflateurs implicites individuels sont calculés et partant les prix relatifs qui aident dans l'analyse des politiques macroéconomiques à adopter. Par exemple, pour dévaluer la monnaie, ce sont les prix relatifs qui sont analysés.

Il faut aussi :

- Calculer le ICOR (Incremental Capital-Output Ratio, en français la Variation Infinitésimale du Rapport Capital-Produit) qui est l'inverse du coefficient de la régression de l'investissement cumulatif, donne l'idée sur l'efficacité des investissements. Par exemple, on pourrait calculer quel sera l'impact d'un apport d'1FBu sur la croissance
- Calculer les propensions marginales du secteur réel :
  - à la consommation
  - à l'investissement
  - à l'importation

- Calculer le déflateur de l'emploi des ressources

Au niveau de la balance des paiements

Il faut :

- Résoudre le problème de conciliation avec le secteur réel avec lequel il partage 2 comptes qui doivent s'équilibrer. I-S à l'emploi des ressources au secteur réel et X-M à la balance des paiements.
- Construire une série des indices des prix :
  - à l'exportation
  - à l'importation
- Calculer le taux de change qui est le seul prix relatif qui joue en même temps sur l'offre et sur la demande de l'emploi des ressources. On aura aussi besoin de calculer les ressources en valeur. On cherchera 3 types de taux de change à savoir :
  - nominal
  - réel
  - effectif
- Déflater les importations et les exportations qu'on comparera avec les comptes nationaux.
- Résoudre le problème des tarifs ad valorem, calculer en terme nominal et réel, voir comment ses droits de douanes sont compilés. Ici, on pourrait voir par exemple l'effet de l'adhésion du Burundi à la EAC

- Calculer l'ouverture au commerce extérieur
- C'est aussi à ce niveau qu'il a été souligné que le prix le plus important est celui du pétrole. Ce produit connaît 3 prix mais on prendra celui basé sur Londres.

Au niveau des Finances Publiques

Il faut vérifier dans le module que toutes les équations sont établies, quels sont les impôts qui n'existent pas et calculer les élasticités de chaque variable dépendante par rapport au PIB.

Au niveau de la Situation Monétaire

C'est surtout les taux d'intérêt qui posent problème et il a été signalé que la série commence en 1985.

A la fin, il a été indiqué que la plupart des données étant disponibles, il est temps de commencer à tourner le modèle en commençant par les régressions, l'insertion des identités comptables et la résolution globale du modèle. Il faut aussi souligner que pour les équations individuelles tous les tests seront faits.

Jean-Michel NKENGURUTSE, MPDRN

PROCES VERBAL DE LA 13ème SESSION DE FORMATION SUR E-VIEWS, DU MARDI 13 NOVEMBRE 2007

Ladite session a été principalement marquée par la présentation :

1. des états des lieux des différents groupes ;
2. des problèmes rencontres au cours de la saisie des données ;
3. des résolutions ou des solutions possibles

GROUPE 1 : SECTEUR REEL

Pour le premier groupe, les données disponibles pour la constitution de la base des données sous format EXCELL sont :

1. -l'investissement cumulatif ou le capital
   -la fonction de production ou le travail
   -le PIB par secteur

Les données non-disponibles :

2. -Les salaires par secteur
   -l'effectif des travailleurs par secteur
   -difficultés de répartition de la masse salariale entre
     - *le secteur privé
     - *le secteur public

Le manque de données rentre dans le cadre des problèmes rencontrés

3. Solutions possibles

Si les données s'avèrent absentes ou insuffisantes, on repartit la donnée globale, selon les pondérations attribuées à chaque secteur.

On recommande également de ventiler les salaires en faisant recours au Professeur Yaya en cas de difficultés. Ce travail est nécessaire pour la consolidation de la base centrale de données, dans le format EXCEL avant de commencer la régression. Apres quoi, on pourra effectuer le transfert à EVIEWS.

Pour ce groupe, les données disponibles s'étendent sur la période de 1980-2004.

GROUPE 2 : FINANCES PUBLIQUES

1. Les données disponibles :
   -les données en recettes ;
   -les prêts nets ;
   -gap de financement de l'Etat.

2. Les données non disponibles :
   -dépenses en capital ;
   -dépense hors budget.

On note que même les données disponibles ne couvrent pas toute la période, c'est- à-dire de 1980 à 2004, mais plutôt ça commence en 1996.

3. Les solutions possibles :
   -recourir aux données qui se retrouvent dans les autres secteurs ;
   -faire appel au Professeur Yaya pour qu'il montre a ce groupe comment on peut faire le cuisinage.

NB : Les données sur la dette publique ont été intégrées dans le secteur de la situation monétaire.

GROUPE 3 : BALANCE DES PAIEMENTS

1. Les données disponibles
   -les importations ;
   -les exportations ;
   -les services non facteurs.

2. Les données non disponibles :
   -épargne du secteur privé ;
   -financement du secteur privé ;
   -le remboursement de la dette publique ;
   -les arriérés.

3. Les solutions possibles

On recommande de consulter le secteur réel parce qu'ils ont des variables communes en ce qui concerne les données qui proviennent de la balance des paiements ou de la comptabilité nationale. Il a été recommandé également de procéder à la RECONCILIATION dans la mesure où il y a des variables qui se trouvent dans les deux secteurs a savoir le secteur réel et la balance des paiements.

Ici on a pris l'exemple d'un Burundais qui va importer une voiture pour un montant de 100$USD, ce montant est enregistré par la comptabilité nationale alors que les 50$USD par exemple qui constituent les droits des douanes sont enregistrés dans la balance des paiements.

Il s'est posé également un problème sur les importations et exportations par rapport aux valeurs FOB et CIF. Ici d'après les explications fournies par Monsieur Mathias de la Banque Centrale : pour les transactions effectuées entre un résident et un non résident, par exemple un Burundais qui achète toujours une voiture pour 100$USD, la valeur FOB sera le prix de la marchandise payée au fournisseur, tandis que la valeur CIF concerne la valeur FOB+Assurance+les services non facteurs.

GROUPE 4 : SITUATION MONETAIRE

1. Les données disponibles :
   -la majeure partie ou presque la totalité.

2. Les données non disponibles :
   -PIB nominal ; on a signalé qu'il faut absolument cette soit donnée en valeur nominale parce que la masse monétaire est exprimée en valeur nominale

3. Solutions envisageables :

Il faut recourir à la conclusion d'autres groupes des secteurs pouvant fournir l'une ou l'autre donnée qui peut débloquer la situation. Faut-il également recourir au Professeur Yaya pour un éventuel cuisinage.

GROUPE 5 : SECTEUR SOCIAL

1. Les données disponibles :
   - taux d'urbanisation
   - PIB par tête
   - taux de scolarisation
   - taux de croissance
   - taux de mortalité

2. Les données non disponibles :
   - dépenses en secteur de santé
   - dépenses en secteur d'éducation

3. Solutions envisageables :
   - on a recommandé que le groupe contacte le secteur réel parce qu'il y a un membre du budget qui a promis de fournir les dépenses des secteurs de la santé et de l'éducation ;
   - si les données ne sont disponibles qu'a partir de l'année 1990 par exemple, il faut analyser la tendance de la série, voir si la tendance est plus ou moins linéaire ;
   - si elle est linéaire, on peut aisément simuler la variable sur la période dont on ne dispose pas des données ;

- si ce n'est pas le cas, par exemple, les données pour les dépenses publiques du secteur de santé n'offrent pas la tendance linéaire on pourra consulter le groupe des Finances Publiques qui va fournir les dépenses publiques totales, alors on va voir si la tendance de proportion allouée et tirer une conclusion appropriée.

Après tous ces commentaires les différents groupes ont continue le travail de finissage de la constitution de leur base de données afin de passer au stade de consolidation des données sous format EXCEL.

Bernard Barazi, MINFIN

PROCES VERBAL DE LA 14ème SESSION DE FORMATION SUR E-VIEWS, DU MERCREDI 14 NOVEMBRE 2007

I. Introduction

Avant d'entrer dans la formation proprement dite de la journée, on a passé en revue le rôle des prix dans le comportement de certaines variables économiques. Ainsi, il a été noté que le prix du pétrole, les déflateurs des différents prix, le mouvement et l'évolution du taux de change doivent être intégrer dans le calcul de plusieurs variables car ils interviennent dans plusieurs secteurs économiques.

A titre d'exemples, le prix du pétrole intervient dans les secteurs de transport et l'industrie, le taux de change influe sur les échanges commerciaux surtout extérieurs tandis que les déflateurs sont utilisés dans le calcul des variables relatives au secteur réel.

Aussi, le rôle du commerce de transit a retenu notre attention, car ce commerce englobe les frais d'emmagasinage, de transport et de transit qui influent sur le niveau des réserves en devises.

II Déroulement de la formation de la 14ème session

Cette session a été marquée par trois points, à savoir :

- Notion de consistance d'un modèle ;
- Calcul des élasticités des variables dépendantes par rapport aux Produits Intérieurs Bruts exprimés aux coûts des facteurs ou prix du marché (aux prix courants);
- Poursuite de la constitution de base de données.

Notion de consistance d'un modèle

Pour que le modèle puisse bien tourner, il faut qu'il comprenne des équations qui aident à clôturer chaque module et/ou établissent des liens avec les autres modules.

Ainsi, pour chaque module, une équation de bouclage a été identifiée, à savoir :

Pour le module I : Production des biens des services, on a l'équation :

PIB_F = PIB_PRIM + PIB_SECO + PIB_TERT

Où :

- PIB_F: PIB aux coûts des facteurs
- PIB_PRIM: Production du secteur primaire en volume
- PIB_SECO: Production du secteur secondaire en volume
- PIB_TERT: Production du secteur tertiaire en volume

Pour le module II: Demande finale des biens et services, on a l'équation : ***I_VARSTAK = PIB_M - (C + I_FBCFPU + I_FBCFPR + X - M)***

Où I_VARSTAK: Variation de stock au prix constant
- PIB_M : PIB au prix du marché
- C : Consommation totale au prix constant
- _FBCFPU : Formation brute de capital fixe publique au prix constant
- I_FBCFPR : Formation brute de capital fixe privé au prix constant
- X : Exportations des biens et services aux prix constant
- M : Importations des biens et services aux prix constant

Pour le module III: Prix relatifs, Déflateurs implicites et indices des différents prix, on a l'équation : ***IP_PIB_M = (IN_TX_USD, M2, WN, IP_X, IP_M)***
Où :
- IP_PIB_M : Déflateur implicite du PIB total au prix du marché
- IN_TX_USD : Taux de change moyen FBU/USD
- M2: Offre de monnaie
- WN : Salaires nominaux
- IP_X: Indice des prix à l'exportation
- IP_M : Indice des prix à l'importation

Pour le module IV: Marché du travail, Emploi, chômage et pauvreté, on a l'équation : ***LDT = L_AGRIVIV + L_CAFE + L_COTON + L_THE + L_AGRIXA + L_ELEV + L_SYL + L_PECHE + L_INDAGR + L_INDALIM + L_INDTEXT + L_INDARTIS + L_ENEMIN + L_BATTIP + L_COMM + L_SVAUT + L_TRANS + L_SERNM***

Où ***LDT*** : Demande totale de travail = Somme des quantités de travail sectorielles.

Pour le module V: Finances publiques, on a l'équation : ***GAPFILP = FINDEF - FINX_BC - FINI_BC***
Où :
- GAPFILP : Gap de financement de l'Etat
- FINDEF : Financement du déficit fiscal base caisse
- FINX_BC : Financement extérieur net
- FINI_BC : Financement intérieur net.

Pour le module VI: Situation monétaire, on a l'équation : ***CRNADM = TOTSM - AVEXTN – CRNPRIVE o***ù :
- CRNADM : Créances nettes sur l'Etat

- TOTSM : Total des passif de la situation monétaire
- AVEXTN : Avoirs extérieurs nets
- CRNPRIVE: Crédit net à l'économie.

Pour le module VII: Balance des paiements, on a l'équation : ***GAPFIL = BDP_FIN - VAREST - TOTRAV***
Où :

- GAPFIL : Gap de financement extérieur
- BDP_FIN: Besoin de financement
- VAREST : Variation nette en devises
- TOTRAV: Variation des arriérés extérieurs.

Il a été noter à toutes fins utiles que les sources de financement du gap de financement extérieur sont :

- Epargne extérieure
- Avantages financiers acquis dans le cadre de l'Initiative PPTE
- Aide publique au développement
- Investissements directs étrangers.

Calcul des élasticités des variables dépendantes par rapport aux PIB
Etant donné que la plupart des variables sont estimées selon l'approche des élasticités, tous les groupes, à l'exception du groupe chargé du Secteur réel, ont commencé à calculer les élasticités des variables dépendantes par rapport aux PIB aux prix courants.

Pour pouvoir effectuer cette opération, sous le logiciel Excel, on a utilisé l'approche des variations relatives :

- $ElastX/Y = (\Delta X/X)/(\Delta Y/Y)$
  $= (\Delta X*Y)/(X*\Delta Y)$

Tandis que, sous le logiciel, on a employé l'approche des logarithmes :

- Log (X) = f Log(Y)

Poursuite de la constitution de base de données
Les membres de l'équipe chargée de la collecte de données sur le secteur réel ont continué la saisie des données puisqu'ils accusaient un retard dans la constitution de leur base de données.

Avant de se séparer, les participants et les formateurs se sont donnés rendez-vous le lendemain, au même endroit et à la même heure, pour la poursuite de la formation.

Rapporteur : Terence Ntabangana, MPDRN

Procès verbal de la quinzième session de formation sur Eviews du jeudi 15 novembre 2007

Cette session a été caractérisée par la continuation de la saisie des données sous format Excel. L'objectif du jour était de finaliser la saisie des données parcellaires pour les intégrer dans la base centrale afin de les importer vers Eviews. Il est à signaler que les différents secteurs ont presque finalisé leur saisie sauf le secteur réel.

En saisissant les données, il y a quatre choses à vérifier pour assurer la consistance du modèle.

Il faut assurer l'équilibre macro comptable tel que postulé par la comptabilité nationale. Pour ce faire, il faudra vérifier l'équilibre des identités comptables de chaque module. Dans ces équations, les variables de gauche sont à générer, il faut seulement disponibiliser les variables de droite.

Par exemple dans l'équation GAPFIL= BDP_FIN-VAREST-TOTRAV, la variable GAPFIL est à générer, les autres variables sont à chercher.

Si les équilibres des différentes identités ne sont respectés, le modèle ne va pas converger.

Il faut avoir les notions claires sur les concepts des agrégats macro économiques.

Ex : que signifie les avoirs extérieurs et quels sont les éléments constitutifs de cet agrégat.

En tant que modélisateur, il faut connaître le concept de chaque variable utilisé dans le modèle pour bien dialoguer avec les fournisseurs des données.

Les avoirs ext. sont des variables de stock et du point de vue de la balance de paiement, il existe deux types d'avoir ext: avoirs ext. bruts et avoirs ext. nets.

Il faut garder à l'esprit que dans INPLABURA, on traite avec les avoirs ext. bruts.

Et pour le cas du Burundi, il faut savoir que tant que la balance des capitaux n'est pas libéralisée, il ne faut pas espérer avoir des avoirs ext. nets en faveur de l'étranger.

Le franc burundais n'est pas totalement convertible car c'est seulement la balance des opérations courantes qui a été libéralisée.

Il faut anticiper les conflits potentiels pouvant exister entre les différents agrégats. Souvent il est observé une incohérence dans les données produites suite à la diversité des sources de données et à la duplication. Ceci nécessite impérativement la réconciliation au niveau du concept, de la collecte et de la production des données.

Du coté de la BDP et des Finances publiques, il y a les éléments de cohérence entre la BDP et le TOFE à prendre en considération pour une consistance du modèle. Ces éléments sont :

- le paiement des intérêts de la dette extérieure
- le remboursement du principal
- la variation des arriérés sur la dette extérieure

Mais il faut bien vérifier et s'entendre sur le type de TOFE qui est utilisé car il existe deux types de TOFE (base caisse et base engagement).

Du côté de la Situation Monétaire et des Finances Publiques, il est à souligner que les financements du secteur bancaire enregistrés dans la situation des Finances Publiques doivent être égaux à la variation des créances nettes sur l'état de la Situation Monétaire

Les avoirs extérieurs de la Situation Monétaire proviennent de la consolidation des données des banques commerciales et de la banque centrale alors que la BDP utilise uniquement les données de la banque centrale.

Il faut s'assurer de la cohérence de la ramification des agrégats dans différents modules.

L'animateur Edouard a souligné que chaque groupe va expliquer les problèmes rencontrés au niveau de la collecte et de la saisie et les solutions qui y ont été apportées pour une bonne discussion du modèle avec les différents partenaires.

Rapporteur : Spes Nahayo, SP/REFES

Procès verbal de la session 18 sur la formation INPLABURA du mardi 20 novembre 2007

Le programme de la journée était articulé sur les points suivants :

- Estimation des fonctions de comportements modules II ; III ; V, VI ; IX
- Insertion des équations comptables et relations triviales
- Ecriture globale de résolution :
  - choix de simulation et algorithme
  - test de convergence du modèle en utilisant les trois tests :
    - Moyenne des carrés des erreurs
    - Erreur moyenne absolue
    - Inégalité de THER

Ecart de production

Trois méthodes :

- Ajustement linéaire
- Ajustement quadratique
- Filtre de HODRICK-PRESCOTT

On n'est pas obligé d'utiliser les trois méthodes. On doit faire un choix. Pour faire le choix, il faut d'abord définir les concepts et pouvoir justifier le choix.

Quand on construit un modèle, il y a toujours des problèmes avec la base de données quel que soit le pays développé ou pas, ce qui est important c'est de pouvoir identifier les problèmes et savoir comment on doit les résoudre. Ce qui n'est pas acceptable, c'est de ne pas comprendre la nature du modèle. Ainsi la nature du modèle aide à faire le choix des simulations et à résoudre le modèle.

Module II

Ecart de production

$EP_t = PIBt – PIB^*t$
PIB_t : PIB observé
PIB^*_t : PIB de plein emploi

$PIB_t=A\ K_t^{\alpha}\ L_t^{\beta}$

$PIB^*_t = A\ K^*_t{}^{\alpha}\ L^*_t{}^{\beta}$

Pour trouver le PIB potentiel, il y a plusieurs méthodes, la plus simple c'est la méthode Hodrick et Proscott.

Sur la machine, il faut ouvrir la série PIB/proc/ Hodrick – Proscott filter/Dans Smoothed series, vous tapez PIB_m_pot/ok.

On obtient une courbe PIB de long terme, PIB lui-même et l'écart entre les deux (càd Cycle).

NB : La base pour les séries annuelles est toujours 100.

- Valt=val trend+Variation cyclique.
- L'écart de production(EP) doit être généré :
- EP=PIB_m – PIB_m_Pot
- EP apparaitra en exogène alors qu'en réalité, il n'est pas exogène car il a été calculé. Pour corriger, il ya deux possibilités :
- EP=PIB_m - @HP(PIB_m)
- on peut encore générer Pib_m potentiel en tapant
- hpf(100)PIB_m PIB_m_pot

Rapporteur: Prosper NIYONGABO

FORMATION E-VIEWS - SESSION 19 - 21 NOVEMBRE 2007

Le programme des sessions 19 et 20 (mercredi 21 – jeudi 22 novembre 2007) a été définit comme suit :

- Finir les Estimations des Fonctions de Comportement
- Insérer les Equations Comptables
- Ecriture Globale de résolution (choix de simulation et d'algorithme)
- Tests de convergence/validation du modèle (RMSE, MAE, TIC)
- Elaboration des Scénarios et Projections (scénario de base et algorithme I et II)

Notes :

Pour ce qui est des identités comptables, a noté qu'il faut calculer :

- Certains ratios
- Certaines élasticités

Les ratios et les élasticités sont par hypothèse des constantes. C'est ainsi qu'après calcul on peut les insérer dans les équations comptables du modèle.

Le choix de simulation et d'algorithme dépendent essentiellement de la nature du modèle.

Le modèle INPLABURA est un modèle dynamique déterministe.

L'algorithme choisi est celui de Gauss-Seidel puisqu'il s'agit d'un modèle récursif.

La Baseline Solution- est la politique poursuivie par le gouvernement. Il est sous entendu que cette politique va durer le temps de la simulation du modèle.
Ensuite on fait tourner des scénarios de développement alternatifs. Typiquement, il faut tourner des scénarios de deux types. Des scénarios 'upside risk', type optimiste (ex : taux de croissance de 10%) et des scénarios 'downside risk', type plus pessimiste (ex : taux de croissance de 1%).

Une fois qu'on a estimé les équations de comportement d'un modèle, il faut insérer les identités comptables.

Pour ce faire, on sélectionne toute les équations de comportement, on fait un click droit, 'Open as Model'. Là ou une fenêtre apparaît avec toutes les identités comptables, encore un click droit, 'Insert', et la on peut taper les équations comptables.

Naturellement, il faut s'assurer que le nom des variables dans les équations comptables insérées, sont cohérentes avec le nom des variables que vous avez importe dans le logiciel EViews. Autrement lorsque le modèle sera tourne il ne reconnaîtra pas les identités comptables. Le travail de correction peut être très long !

Il faut également s'assurer de la validité des formules comptables une dernière fois avant l'entrée finale dans le modèle.

Typiquement, même si l'on a prit grand soin, le modèle ne convergera pas tout de suite. Il y aura des problèmes de reconnaissance de noms de variables, des problèmes de syntaxe de programme etc. Cela est tout à fait normal. Il faut être patient et corriger les fautes d'inattention une a une.

Le modèle du groupe Balance des Paiements a converge en fin de séance 20 !
Une fois cela fait, le modèle vous indiquera qu'il a converge.

Rapporteurs : Elizabeth Kennedy, Jean Michel NKENGURUTSE

PROCES VERBAL DE LA SESSION 21 DE LA FORMATION SUR LE LOGICIEL EVIEWS du vendredi 23 novembre 2007

Cette session du 23/11/2007, portait sur :

- rappels sur la convergence et l'écriture du modèle
- l'identification et le traitement des variables
- l'élaboration des scénarios sur une variable instrumentale.

I) Rappels sur la convergence du modèle et écriture du modèle

Après avoir indiqué que le modèle a convergé pour tous groupes, le consultant a précisé que l'objectif était de former des gens qui seront en mesure de tourner le modèle lorsque l'ISTEEBU aura produit des statistiques sur les comptes nationaux et toutes les fois qu'il y aura des changements. Ainsi, il précisé que pour le travail qui restait était de former des équipes pour continuer le travail jusqu' à la rédaction d'une note de conjoncture.

Après avoir vu que le modèle a convergé, le consultant a félicité tous les groupes car, a-t-il précisé l'objectif était de former une équipe d'utilisateurs du modèle et qu'une fois ils ont compris la manipulations des commandes en Eviews, ils n'ont rien à envier les gens de l'ONU, BM et FMI car ces derniers utilisent encore EXCEL.

Concernant précisément l'écriture globale du modèle, il y a deux possibilités :

- écriture par menu
- écriture par programmation.

C'est vrai l'utilisateur peut choisir entre les deux, mais il est intéressant de pouvoir maîtriser les deux. Pour le modèle INPLABURA, il compte 256 variables dont 144 endogènes et 112 exogènes (ces chiffres ont été trouvés par l'équipe noyau qui avait travaillé jusque tard la veille).

Théoriquement, le test de convergence varie entre 5000 et 10000 itérations, et pour le modèle INPLABURA, il a été validé après 5000(qui constitue le seuil minimal). En fait, il y a convergence lorsque la série des données simulées est proche de celle des données historiques (i.e si l'écart est minime).

Il existe plusieurs tests de convergence :
1) Moyenne des carrées des résidus
2) Erreur absolue moyen
3) Test d'inégalité de THEIL (il est reconnu comme étant le plus robuste)

Le choix du type de simulation est très important, a rappelé le consultant, dans la mesure où c'est lui qui détermine le choix d'algorithme à utiliser. Pour le cas d'espèce avec l'INPLABURA, il s'agit d'un modèle récursif ; c'est pourquoi l'on fait la simulation dynamique déterministe. Pour résoudre l'INPLABURA c'est l'algorithme Gauss-Seidel qui est approprié à ce modèle.

II) Identification et traitement des variables

Après la résolution, suit une autre étape cruciale de prévision. A ce niveau il était question pour tous les groupes de :
1) Identifier et traiter les variables ; autrement dits voir le statut de chaque variable (endogène ou exogène).
2) Créer un fichier pour les variables exogènes.

Dans tout exercice de modélisation, ce sont les variables exogènes qui sont importantes en ce sens que c'est sur ces dernières qu'il faudra agir pour influer sur les variables endogènes du modèle.

Etant donné qu'un nombre élevé de variables endogènes n'est pas intéressant, il a fallait endogénésier les variables du module IV de l'INPLABURA. Concernant effectivement les prévision le consultant a précisé qu'il aimerait une prévision sur le court terme contrairement à ce que fait les gens de la banque mondiale.

Concernant le choix du modèle de simulation le consultant est toujours revenu sur la différence entre la simulation dynamique et la simulation statique en précisant les problèmes rencontrés pour cette dernière : incertitude sur l'évolution du terme erreur et sur la stabilité des coefficients sur toute la période.

III) Elaboration des scénarios sur une variable instrumentale

A ce niveau le modélisateur doit connaître la philosophie du modèle ; autrement dit l'objectif du modèle (optimisation, simulation, équilibre calculable, …). Pour l'INPLABURA, il s'agit d'un modèle de simulation c'est-à-dire qui donne aux décideurs plusieurs solutions et plusieurs conséquences ; et c'est ces décideurs de choisir la solution la moins coûteuse.

Pour former les scénarios du modèle INPLABURA, la variable instrumentale est ***INVESTISSEMENT SECTORIEL*** et il faut analyser l'impact sur les différents modules (réel, FIPU, situation monétaire).

A ce niveau le consultant a rappelé à tous les groupes le travail qui restait avant l'élaboration d'une note de conjoncture :

- endogénésier les variables du modèle IV
- indiquer la taille du modèle (équations de comportement et identités comptables)

- Elaborer les scénarios et contrôler les résultats (voir s'ils sont réalistes)
- Exporter les résultats de simulations de EVIEWS vers EXCEL (feuille de sortie
- construire les tableaux d'analyse macroéconomique :
  - taux de croissance de l'économie
  - taux d'investissement par rapport au PIB
  - taux d'épargne par rapport au PIB
  - solde entre le taux d'investissement par rapport au PIB et le taux d'épargne par
  - rapport au PIB
  - solde budgétaire par rapport au PIB
  - solde des opérations courantes par rapport au PIB
  - solde de la balance des capitaux par rapport au PIB
  - Niveau des réserves en mois d'importations: couverture d'importation
  - différentiel du taux d'inflation entre le Burundi et les partenaires commerciaux
  - différentiel des taux d'intérêt
  - Taux de change effectif réel
  - Termes de l'échange
- Préparer la note de conjoncture.

Les scénarios à considérer pour 2005-2015 sont :

- Scénario neutre : 3% de taux de croissance de l'investissement sectoriel
- Scénario optimiste : 15% de taux de croissance de l'investissement sectoriel
- Scénario pessimiste : 1% de taux de croissance de l'investissement sectoriel

N.B : Pour tous les scénarios on considérera que les autres variables exogènes restent maintenues à leur niveau de 2004.

Rapporteur : Salomon NSABIMANA, Université du Grand lac

BIBLIOGRAPHIE

-Altman D.G. (1991), 'Pratical Statistics for Medical Research', Chapman, Hall, London

-Bera A.K., Higgins M.L. (1993), 'ARCH Models: Properties, estimation and Testing', journal of Economic Surveys, 7 (4), 307-366

-Belley-Ferris I., Leblond S. (2004), 'Guide d'économétrie appliqué a l'intention des étudiants' Cours ECN 3950, Département des sciences économiques, Université de Montreal

-Canas J., Fullerton T., Smith D.W. (2007), 'Maquiladora Employment Dynamics in Nuevo Laredo', growth and Change, Vol.38 No1

-Cogneau D., Rouband F. (1994), 'Les modèles d'Equilibre General Calculable: quelques réflexions critiques sur leur usage et leur application aux pays en développement', Document de travail DIAL No 1994-11/T

-Dialogue (1995), 'Les modèles d'équilibre général, Outils d'évaluation des Politiques Economiques dans les pays en Développement'

-Doucouré F.B. (2007), 'Méthodes économétriques, Cours et travaux Pratiques', Université Cheik Anta Diop de Dakar, Année Universitaire 2006-2007

-Engle F.R. (2001), 'The Use of ARCH/GARCH models in Applied Econometrics', Journal of Economic Perspectives, 15(4), 157-168

-Engle F.R. (1982) 'Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with estimates of the Variance of U.K. Inflation', Econometrica, 50, 987-1008

-Fisher R.A. (1973), 'Statistical Methods and Scientific Inference', Oxford University Press

-Fisher R.A. (1970), 'Statistical Methods for research Workers', Oxford University Press

-Fisher R.A. (1966), 'The Design of Experiments', Oxford University Press

-Galbraith W.J., Zinde-Walsh V. (2007), 'Evaluation de Critères d'information pour les modèles de séries chronologiques, Department of Economics, McGill University

-Goreau F., Lang G., (2006), 'Introduction à l'analyse de données et la modélisation', ENGREF

-Hurlin C. (2004), 'Econométrie pour la Finance', Cours de Master ESA, Chapitre I

-Juillard M. (2007), 'Cours d'économétrie II, Regression Univariee', Cours du 13 mars 2007

-Klein L.R., Ozumucur S. (2004), 'The University of Pennsylvania Models for High-Frequency Macroeconomic Modeling', Department of Pennsylvania

-Le Gallo (2000), 'Econométrie spatial, Hétérogénéité spatiale', Université de Bourgogne, LATEC-UMR 5118

-Mathieu R. (2000), 'Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique' Document de travail, Institut Nationale de la Statistique et des Etudes Economiques

-Plunket A. (2003), 'Correction d'Examen d'Econométrie', Université Paris 11

-Poitevineau J. (2004), 'L'usage des tests statistiques par les chercheurs en Psychologie : Aspects normatif, descriptif et prescriptif', Mathematiques&Sciences humaines

-Ramsey (1969), 'Tests for Specification Error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis',Journal of the Royal Statistical Society, PP.350-371

-Raufaste E. (2005) 'Modèles linaires: Régression entre variables numériques', Note sur les régressions simples, analyse des résidus

-Rakotomanalala R. (2006), 'Liaison et dépendance entre deux variables quantitatives: Régression linéaire simple', Cours d'analyse de données, HEC, Lausanne

-Theil H. (1961), 'Economic forecasts and Policy' 2nd ed. Amesterdam, The Netherlands